Université de Montréal

Investissement et incertitude: études théoriques et analyse empirique

par

Tahar Mounsif

Département de sciences économiques

Faculté des arts et des sciences

Thèse présentée à la faculté des études supérieures
en vue de l'obtention de grade de
Philosophiae Doctor (Ph.D.)
en sciences économiques

Août 1994

Université de Montréal

Faculté des études supérieures

Cette thèse intitulée:

Investissement et incertitude:
études théoriques et analyse empirique

présentée par

Tahar Mounsif

a été évaluée par un jury composé des personnes suivantes:

Lise Salvas
présidente du jury

Georges Dionne
directeur de recherche

Marcel Boyer
codirecteur

René Garcia
membre du jury

Pierre Lasserre
examinateur externe (UQAM)

Yves Lepage
représentant du Doyen

Thèse acceptée le: 9 décembre 1994

Sommaire

L'investissement est un des moteurs principaux du progrès et de la croissance. Aussi, l'analyse de ses déterminants revêt une importance majeure. L'objectif de ce travail est d'apporter quelques éléments de réponse à la question suivante: l'incertitude a-t-elle un effet dépressif sur l'investissement? Nous avons montré que, sous des conditions plausibles, la réponse est oui.

Chacun des trois premiers chapitres montre que l'incertitude affecte la décision optimale d'investissement des firmes. Ainsi, dans le premier chapitre, et dans le cadre d'un modèle simple de «marchand de journaux», nous montrons qu'une firme neutre au risque réduit son investissement en incertitude, relativement au cas certain, et qu'une firme averse au risque le réduit encore plus. L'analyse de l'impact de l'accroissement du risque sur la capacité optimale n'est pas aussi catégorique. Une condition nécessaire et suffisante, pour qu'un accroissement du risque entraîne une diminution du niveau optimal d'investissement d'une entreprise neutre au risque, est que la probabilité de sous-utilisation de la capacité optimale soit plus élevée sous la distribution la plus risquée. Dans le cas d'une entreprise averse au risque, aucune condition nécessaire et suffisante ne peut être avancée en recourant aux seules restrictions sur les distributions. Nous proposons par contre une condition suffisante pour obtenir le résultat désiré et nous montrons alors qu'on ne peut réduire les restrictions sur les distributions sans en imposer de nouvelles sur les fonctions d'utilité.

Le chapitre 2 présente un modèle en deux et trois périodes, où les firmes sont neutres au risque et l'incertitude affecte de façon multiplicative la fonction de demande. L'investissement est supposé partiellement irréversible. Nous avons supposé aussi que la firme encourt un coût fixe chaque fois qu'elle décide de s'ajuster. Nous montrons alors que le niveau d'investissement en première période est inférieur à celui de la certitude, mais qu'il est plus grand que le niveau d'investissement complètement irréversible. De plus, nous montrons qu'il n'est pas optimal pour la firme d'ajuster à la hausse son niveau de capital en deuxième période, dans le cas d'une bonne réalisation. Ces résultats sont indépendants du coût fixe irrécupérable, qui éventuellement peut être nul. Nous montrons enfin qu'avec un coût fixe d'ajustement non nul, la firme peut, en première période, décider de reporter l'investissement à la période suivante.

Dans le chapitre 3, dans le cadre du modèle néoclassique en temps continu sans coûts d'ajustement convexes et avec irréversibilité partielle, nous montrons que si les firmes coordonnent les décisions d'investissement au sein d'une association, le profit est non linéaire dans le capital. L'investissement joue donc le rôle de variable de contrôle de la valeur marginale de la firme. Nous montrons alors que la profitabilité marginale du capital est régulée par des barrières qui dépendent de l'incertitude et que le domaine d'inaction optimale (investissement nul) s'accroît avec l'incertitude. Nous concluons qu'à court terme, l'incertitude décourage l'investissement.

Dans le dernier chapitre, la liaison négative entre l'incertitude et l'investissement partiellement irréversible est testée à partir de données microéconomiques d'entreprises canadiennes. Les résultats auxquels nous sommes parvenus se résument en ce qui suit: l'incertitude affecte négativement et très significativement l'investissement irréversible (investissement en capital physique immobilisé); par contre, l'investissement d'acquisition d'affaires (investissement peu ou pas irréversible), fortement déterminé par la liquidité de la firme, n'est pas affecté par l'incertitude. Ces résultats empiriques confirment donc la théorie de l'investissement irréversible en incertitude.

Mots clés: Incertitude sur la demande, investissement irréversible, accroissement du risque, «marchand de journaux», équilibre avec coordination des décisions d'investissement.

Table des matières

DÉDICACE

Aux trois F de ma vie

ma Famille, ma Femme et mes Filles.

Remerciements

Au terme de ce travail, je tiens à remercier monsieur Claude Montmarquette, qui m'a incité à rejoindre le dynamique département de sciences économiques de l'université de Montréal, pour son soutien et ses encouragements. Tout au début de mon inscription au programme de doctorat, monsieur Georges Dionne, malgré tous les problèmes de sélection adverse et de risque moral, et toutes les incertitudes, a généreusement investi en moi ses connaissances, son temps et ses fonds. Dans ce travail, je ne suis pas allé seulement à la recherche de quelques vérités, mais aussi, et peut-être surtout, je suis allé à la recherche d'être à la hauteur de sa confiance. Je remercie monsieur Marcel Boyer pour ses critiques et suggestions et, surtout, pour avoir accepté de co-diriger mon travail avec tout son art de combiner amitié et rigueur.

A différentes étapes de cette thèse, j'ai pu bénéficier de discussions très enrichissantes et de commentaires fort intéressants de messieurs Bentley Macleod, René Garcia et de madame Lise Salvas. Je leur en suis très reconnaissant.

Je remercie le CRT, le CRDE et le PARADI pour leurs généreux supports financiers.

Je remercie ma femme pour tout.

Je remercie enfin le personnel enseignant, le personnel administratif et tous mes amis étudiants du département ou non, pour les discussions stimulantes et l'amitié qu'ils m'ont témoignée.

Introduction générale

L'investissement est un moteur du progrès et de la croissance[1]. Aussi, l'analyse de ses déterminants revêt une importance majeure aussi bien pour les économistes que pour les décideurs en matière de politique économique. Depuis longtemps, la théorie et la politique économique ont considéré le coût du capital (principalement le taux d'intérêt et la taxation), la profitabilité et la demande comme les principaux déterminants de l'investissement. Cependant, l'incertitude sur l'environnement économique à laquelle font face les firmes peut avoir une influence très importante sur la décision d'investir[2]. Le lien entre l'investissement et l'incertitude devient alors un domaine d'intérêt sur lequel se penchent de plus en plus de chercheurs et autour duquel se développe une littérature théorique et empirique qui, sans encore élaborer une théorie générale de l'investissement en incertitude, compte déjà plusieurs résultats prometteurs.

Notre travail, qui consiste en une analyse aussi bien théorique qu'empirique, s'inscrit dans le cadre de cette nouvelle littérature. Son objectif est d'apporter quelques éléments de réponse à la question suivante: l'incertitude a-t-elle pour effet de réduire l'investissement?

Les trois premiers chapitres montrent que, théoriquement, l'incertitude affecte la décision optimale d'investissement des firmes et établissent les conditions nécessaires et suffisantes, ou seulement suffisantes, pour pouvoir déterminer le sens de cet effet. Le dernier chapitre montre que l'analyse des données microéconomiques ne permet pas de rejeter l'existence d'un effet négatif et statistiquement significatif de l'incertitude sur l'investissement irréversible.

Pour pouvoir analyser l'impact de l'incertitude, et de son accroissement, sur le niveau optimal d'investissement, quand l'attitude vis-à-vis du risque est non neutre, il faut généralement construire des modèles qui, sans être détachés de la réalité économique, se caractérisent par des fonctions de gain simples. Un modèle qui se prête bien à ce genre d'analyse est le modèle

---

[1] Pour une discussion de l'importance de l'investissement dans les théories de la croissance, voir le chapitre 2 de C. Driver et D. Moreton, 1992.

[2] A ce sujet, A. Dixit et R. Pindyck (1994) écrivent: «...real world investment seems much less sensitive to interest rate changes and tax policy changes, and much more sensitive to volatility and uncertainty over the economic environment», p. 4.

statique de «marchand de journaux», où la fonction de gains est linéaire et coudée. Dans le premier chapitre, ce modèle simple, et pertinent pour plusieurs firmes, nous a permis de montrer qu'une firme neutre au risque réduit son investissement en incertitude, relativement au cas certain, et qu'une firme averse au risque le réduit encore plus. Ce résultat est du au fait qu'en certitude, la capacité optimale est telle que le coût marginal de l'investissement est égal au profit marginal, et qu'en incertitude, les firmes neutres au risque ont une capacité telle que le profit marginal est égal au coût marginal d'investissement plus un «coût marginal d'incertitude». Par ailleurs, dans le cas où les firmes sont riscophobes, un «coût d'aversion» s'ajoute aux deux premiers.

Mais, même dans le cadre de ce modèle simple, l'analyse de l'impact de l'accroissement du risque sur le niveau optimal d'investissement n'est pas aussi catégorique. En effet, une condition nécessaire et suffisante pour qu'un accroissement du risque entraîne une diminution de l'investissement d'une entreprise neutre au risque est que la probabilité de sous-utilisation de la capacité de production soit plus élevée sous la distribution la plus risquée. Dans le cas d'une entreprise averse au risque, aucune condition nécessaire et suffisante ne peut être avancée en recourant aux seules restrictions sur les distributions.

Dans les chapitres 2 et 3, nous rendons le modèle plus explicite quant aux fonctions de production et des coûts, le modifiant de façon à permettre une analyse dynamique de l'investissement et de l'incertitude. Pour pouvoir résoudre le problème des firmes, nous avons écarté l'hypothèse d'attitude non neutre face au risque. Le chapitre 2 présente alors un modèle en deux et trois périodes, où les firmes sont neutres au risque et l'incertitude affecte de façon multiplicative la fonction de demande. L'investissement est supposé, comme il est souvent le cas, partiellement irréversible (le prix de revente d'une unité du capital est inférieur au prix d'achat). Nous supposons aussi que la firme encourt un coût fixe chaque fois qu'elle décide de s'ajuster. Nous supposons enfin que les firmes coordonnent leurs décisions d'investissement (observables) au sein d'une association de l'industrie et que les décisions de production (non observables) sont parfaitement concurrentielles.

Nous montrons alors que le niveau d'investissement en première période est inférieur à celui de la certitude, mais qu'il est plus grand que le niveau d'investissement complétement irréversible. De plus, nous montrons qu'il n'est pas optimal pour la firme d'ajuster à la hausse son niveau de capital en deuxième période, dans le cas de bonne réalisation. Ce résultat est indépendant du coût fixe irrécupérable, qui éventuellement peut être nul. Nous montrons enfin qu'avec un coût fixe d'ajustement non nul, la firme peut, en première période, décider de reporter l'investissement à la période suivante.

Dans le cadre du modèle néoclassique en temps continu sans coût d'ajustement convexe et avec irréversibilité partielle, nous savons que le profit est linéaire dans le capital et que la valeur marginale de la firme myope est régulée entre deux bornes «absorbantes» (le prix d'achat et le prix de vente d'une unité de capital) et invariantes par rapport à l'incertitude. Dans le chapitre 3, nous montrons que, sous les hypothèses du chapitre 2, le profit est concave dans le capital. L'Investissement peut donc jouer le rôle de variable de contrôle sur la valeur marginale de la firme. Nous montrons alors que la profitabilité marginale du capital est régulée par des barrières qui dépendent de l'incertitude et que le domaine d'inaction optimale (investissement nul) s'accroît avec l'incertitude. A court terme au moins, l'incertitude semble donc décourager l'investissement.

Comme toute théorie n'est valable que si elle est testable et tant qu'elle n'est pas encore rejetée par les faits, nous avons testé, dans le dernier chapitre, les prédictions de notre modèle à partir de données microéconomiques d'entreprises canadiennes. Les résultats auxquels nous sommes parvenus se résument en ce qui suit: l'incertitude affecte négativement et très significativement l'investissement, partiellement irréversible, en capital physique immobilisé (terrains, constructions et équipements); par contre, elle n'a aucun effet statistiquement significatif sur l'investissement d'acquisition d'affaires (investissement peu, voir pas irréversible). Nos résultats empiriques ne permettent donc pas de rejeter la théorie de l'investissement partiellement irréversible en incertitude.

Chapitre 1.

Incertitude et décision optimale d'Investissement: Modélisations statiques

Introduction

A partir du début des années 70, après la définition formelle de l'accroissement du risque par Rothschild et Stiglitz (1970 et 1971), une série de travaux, concernant principalement la décision de production des firmes concurrentielles éventuellement averses au risque, sur l'impact de l'introduction de l'incertitude et de son accroissement s'est alors développée. Dans le cadre d'un modèle simple de production et d'investissement, il a été montré que le risque et son accroissement n'affectent pas la firme neutre au risque et que pour signer l'effet de l'accroissement du risque sur les décisions des firmes averses au risque, certaines restrictions sur la fonction d'utilité devrait être imposées.

Comme il est difficile de savoir si les restrictions sur les fonctions d'utilité sont plausibles, ces fonctions n'étant pas observables, la littérature sur la statique comparative de l'impact de l'incertitude sur les décisions (de consommation et d'épargne, d'assurance et de choix de portefeuille, de production et d'investissement) des agents éventuellement averses au risque s'est surtout préoccupée de la signature de l'effet à partir de restrictions sur les fonctions de distribution, et donc sur la nature de l'accroissement du risque.

Mais durant la même période, une autre littérature est devenue plus populaire dans l'analyse de la décision d'investissement. La popularité de cette nouvelle littérature est principalement due à la conjonction de deux résultats importants, obtenus dans le cas de la neutralité au risque:

1. Une technologie avec des rendements d'échelle constants et une structure de «décision-information» en deux étapes (choix du capital avant la résolution de l'incertitude et choix du travail après la résolution) font que le coût marginal de production est inversement lié au stock du capital installé et le profit est convexe dans les prix.
2. Un écart positif (négatif) entre la profitabilité marginale anticipée d'une unité additionnelle de capital et son coût marginal encourage (décourage) l'investissement (modèle néoclassique statique d'investissement).

Le résultat principal de cette conjonction est que l'accroissement de l'incertitude accroît la profitabilité marginale anticipée du capital et donc, sous l'hypothèse de coût marginal d'investissement constant, encourage l'investissement.

Dans une première section, sont présentés quelques résultats concernant l'impact de l'introduction et de l'accroissement du risque sur la décision optimale d'investissement d'une firme «flexible» neutre au risque qui fait face à un aléa sur le prix du marché. Ces résultats, obtenus dans le cadre d'un modèle statique, éclaireront la démarche retenue dans les chapitres 2 et 3 où le cadre d'analyse est dynamique.

Dans une deuxième section, et dans le cadre de la tradition de la statique comparative sur l'impact de l'accroissement du risque quand les firmes sont éventuellement averses au risque, les prix sont supposés s'ajuster lentement de telle sorte qu'on puisse les considérer comme donnés à court terme. C'est la principale hypothèse du modèle de «marchand de journaux». Dans le cadre de ce modèle, une condition nécessaire et suffisante pour qu'un accroissement du risque entraîne une diminution de la taille optimale d'une firme neutre au risque est présentée. Ensuite, dans le cas d'une entreprise averse au risque, des conditions suffisantes sur les distributions sont discutées. On montre aussi qu'on ne peut avoir de conditions nécessaires et suffisantes sans ajouter des restrictions sur la fonction d'utilité.

Section 1. Investissement et incertitude sur le prix: l'effet «Flexibilité».

1. Introduction.

En considérant le prix aléatoire et des firmes neutres au risque, l'incertitude n'affecte pas la capacité de production si les facteurs de production sont complémentaires ou déterminés ex-ante (avant la résolution de l'incertitude). Il s'agit dans ce cas d'une irréversibilité totale des décisions de la firme. Par contre, quand les facteurs de production sont substituables et le travail est déterminé ex-post, l'incertitude peut affecter le niveau optimal d'investissement. Le sens de cet effet dépend alors de la technologie retenue. Ainsi par exemple, pour une technologie à rendement d'échelle constant, cet effet est toujours positif. Il existe alors une flexibilité des décisions.

Entre les deux cas d'irréversibilité sans flexibilité et de flexibilité sans irréversibilité, une situation intermédiaire est concevable: la firme choisit ex-ante le niveau de capital à installer et l'intensité capitalistique. Ex-post, elle décide un niveau d'utilisation de la capacité de production installée. Il s'agit alors de flexibilité partielle. L'incertitude peut affecter l'investissement d'une firme neutre au risque et le sens de cet effet dépend toujours de la technologie retenue. Sauf que dans ce cas, une technologie à rendement d'échelle constant, par exemple, n'implique plus forcément un effet positif[1].

---

[1] Tous ces modèles se concentrent sur le choix au niveau de la firme. Pour des analyses de l'impact de l'incertitude sur les décisions optimales à l'équilibre , voir les travaux de Sheshinski & Drèze (1976), Appelbaum & Lim (1982) et Appelbaum & Katz (1986). Mills & Schumann (1985) montrent que des firmes (de grandes tailles) «efficientes» mais non flexibles et des firmes (de petites tailles) flexibles mais non «efficientes» peuvent coexister en équilibre. De plus, ils montrent que les petites firmes flexibles sont les premières à quitter le marché s'il y a mauvaise réalisation.

2. Substituabilité ex-post et Flexibilité.

Le modèle construit à partir de l'hypothèse de substituabilité ex-post, entre le capital et le travail, montre que l'incertitude peut affecter même le niveau optimal d'investissement d'une firme neutre au risque. Par la suite, seul le cas où la firme est neutre au risque est considéré. Le profit de court terme, avec niveau de capital donné, s'écrit: $\pi^{ct} = p\,F(K,L) - wL$. La fonction de production est généralement supposée concave pour satisfaire les conditions de second ordre. Le niveau optimal de l'emploi est choisi après résolution de l'incertitude et donc solution de: $\max_L \pi^{ct}$. La CPO s'écrit: $F_L(K,L^*) = \frac{w}{p}$ et le niveau optimal du travail est alors une fonction du capital, prédéterminé, et des prix du produit et de l'unité de travail: $L^* = L(K,p,w)$.

Le profit maximal de court terme s'écrit: $g(K,p,w) = pF(K,L^*) - wL^*$ et la firme maximise alors le profit espéré de long terme: $E[g(K,p,w) - qK]$. La CPO s'écrit: $E[p\,F_K(K,L(K,p,w))] = q$.

Le sens de l'impact de l'incertitude dépend du signe de la dérivée seconde du produit marginal du capital, $p\,F_K(K,p,w)$. Si le produit marginal est convexe (concave) dans le prix, la variable aléatoire, alors l'impact est positif (négatif). Il s'agit donc d'établir des conditions pour avoir $\pi_{KPP} > (<)\ 0$.

Comme $\pi_{Kpp} = -F_L \frac{\partial (F_{KL}/F_{LL})}{\partial L} \frac{\partial L}{\partial p}(K,p,w)$ et comme $-F_L < 0$ *et* $\frac{\partial L}{\partial p} > 0$, alors:

$$\pi_{Kpp} \geq (<)\ 0 \quad si \quad \frac{\partial (F_{KL}/F_{LL})}{\partial L} \leq (>)\ 0$$

Hartman (1976) démontre que, dans le cas d'une fonction CES, le sens de l'impact de l'incertitude sur le niveau optimal de capacité dépend de la relation entre l'élasticité de substitution entre les facteurs de production α et le paramètre de déséconomie d'échelle $\mu \leq 1$. En effet, $\alpha > (<) \dfrac{1}{1-\mu} \Rightarrow \dfrac{\partial (F_{KL}/F_{LL})}{\partial L} > (<) \, 0$.

Ainsi, si la substituabilité est relativement faible et/ou la fonction de production tend vers une fonction linéairement homogène, l'investissement est alors plus important en incertitude qu'en certitude. Par contre, si la substituabilité est très grande et s'il y a des déséconomies d'échelle importantes, alors l'investissement est plus faible. Ce résultat s'explique par le fait qu'avec une grande substituabilité, un stock de capital faible peut toujours être compensé, en cas d'état de la nature favorable, par un accroissement du travail décidé ex-post. De plus, en cas d'importantes déséconomies d'échelle, une réalisation très avantageuse du prix accroît de façon très modérée l'output optimal profitable. En général, avec ce modèle, on a plutôt un effet positif de l'incertitude sur le niveau d'investissement optimal. Ainsi, plus la fonction de production est linéairement homogène, plus il est impossible d'avoir un effet non positif puisque $(1-\mu)^{-1}$ tend vers l'infini[2].

[2] Voir, au chapitre 4, la discussion d'un travail empirique qui a calculé, à partir de données canadiennes, la dérivée seconde par rapport aux prix, de la profitabilité marginale par rapport au capital.

3. Technologie «Putty-Clay» et Flexibilité Partielle.

Le modèle de Hartman ignore une propriété importante des technologies modernes, la constance de l'intensité capitalistique. En effet, dans le modèle de Hartman, le niveau de capital choisi ex-ante peut être combiné sans aucune contrainte avec le travail au moment de la production. Or, la possibilité de substitution pour la firme est souvent limitée (à la limite, aucune substitution n'est possible, on parle alors de technologie Putty-Clay).

Kon (1983) reprend le modèle de Hartman en incorporant une contrainte supplémentaire: l'intensité capitalistique (rapport travail-capital) est constante. La firme choisit ex-ante le niveau de capital à installer et l'intensité capitalistique. Ex-post, elle décide un niveau d'utilisation de la capacité de production installée, étant donné l'intensité capitalistique, et par conséquent le niveau d'emploi qui correspond au taux d'utilisation de la capacité de production. La fonction de production $F(K,L)$ est supposée homothétique.

La firme résout le problème en deux temps. D'abord, elle considère la décision sur le taux d'utilisation de la capacité de production, θ, une fois que la réalisation du prix est connue. Dans ce cas, la firme maximise son profit de court terme en résolvant le programme suivant:

$$\max_{0\le\theta\le 1} pF(\theta K_0, \theta L_0) - w\theta L_0$$

Si la CPO s'écrit avec égalité, alors: $0 < \theta^*(p,K_0,L_0) \le 1$; sinon $\theta^*(p,K_0,L_0) = 1$.

Ensuite, la firme choisit K_0, et donc L_0, en maximisant son profit espéré:

$$\max_{K,L\ge 0} E\left[pF(\theta(p,K,L)K, \theta(p,K,L)L) - w\theta(p,K,L)L - qK\right]$$

En transformant les conditions de premier ordre en forme d'équivalent certain, Kon montre que l'incertitude sur le prix affecte le capital (et le travail) par deux voies différentes: "l'effet du risque d'utilisation" et "l'effet de flexibilité". Le premier effet découle de l'impact du taux d'utilisation de la capacité de production sur la productivité marginale du capital. Le deuxième effet est semblable à celui mis en valeur par Hartman et découle de l'impact de l'incertitude sur l'intensité capitalistique. Kon considère d'abord l'effet de l'incertitude sur l'intensité capitalistique et montre que la firme neutre au risque utilise, en incertitude sur le prix, une technologie plus intensive en travail qu'en certitude. Ce résultat s'explique par le fait que le niveau de travail décidé ex-ante peut, ex-post, s'ajuster sans coût.

Concernant l'impact de l'incertitude sur le niveau optimal du capital installé, et en comparant K^* et K_c (niveaux du capital en incertitude et en certitude), la condition de substituabilité (effet positif de flexibilité) n'est plus suffisante pour avoir $K^* \leq K_c$ (Hartman 1976). L'effet du risque d'utilisation rend possible un niveau de capital plus faible en incertitude, même dans le cas où l'effet de flexibilité est positif.

L'effet du risque d'utilisation est négatif si le produit marginal du capital s'accroît avec le taux d'utilisation de la capacité de production, θ . Si, par contre, les déséconomies d'échelle sont très importantes, et dominent l'accroissement du produit marginal du capital suite à l'accroissement du taux d'utilisation de la capacité de production, alors l'effet du risque d'utilisation est positif. Dans ce cas, les deux effets (risque d'utilisation et flexibilité) vont dans la même direction.

Ainsi, en introduisant une technologie Putty-Clay, la condition de Hartman n'est plus suffisante pour avoir un résultat non ambigu. Particulièrement, pour la fonction CES considérée par Hartman, il ne suffit plus d'avoir $\alpha < (1-\mu)^{-1}$ (condition équivalente à $F_{KL} > 0$) pour avoir $K^* < K_c$. Cet effet positif de la flexibilité est contrecarré par l'effet du risque d'utilisation qui lui, en cas de fonction CES, est négatif. Le résultat est donc ambigu.

4. Conclusion.

Le modèle de Hartman-Nickell considère une technologie «Putty-Putty» et montre que:

1. si la substituabilité est relativement faible et/ou la fonction de production tend vers une fonction linéairement homogène, l'investissement est alors plus important en incertitude qu'en certitude;
2. si la substituabilité est très grande et s'il y a des déséconomies d'échelle importantes, alors l'investissement est plus faible.

Ce résultat s'explique par le fait qu'avec une grande substituabilité, un stock de capital faible peut toujours être compensé, en cas d'état de la nature favorable, par un accroissement du travail décidé ex-post. De plus, en cas d'importantes déséconomies d'échelle, une réalisation très avantageuse du prix accroît de façon très modérée l'output optimal profitable. En général, avec ce modèle, on a plutôt un effet positif de l'incertitude sur le niveau d'investissement optimal. Ainsi, plus la fonction de production est linéairement homogène, plus il est impossible d'avoir un effet non positif.

Le modèle de Kon considère la possibilité de se retrouver avec une partie de capacité non utilisée du fait de la constance de l'intensité capitalistique (technologie «Putty-Clay»). L'effet positif de la flexibilité est contrecarré par l'effet du risque de sous-utilisation qui lui, en cas de fonction CES par exemple, est négatif. Le résultat final est donc ambigu.

Section 2. Irréversibilité, incertitude sur la quantité demandée et investissement d'un «Marchand de journaux»

1. Introduction.

Est considérée comme un «Marchand de journaux» toute firme qui, lors de la prise de décision, connaît le prix de son produit avec certitude mais ne connaît qu'une loi de probabilité sur la quantité demandée. Les décisions concernant les niveaux des facteurs et le niveau de production sont supposées prises avant la réalisation de la variable aléatoire. La firme n'a donc aucune flexibilité. Comme la variable aléatoire est la quantité demandée plutôt que le prix d'équilibre, et comme le profit, dans ce cas, est concave dans la variable aléatoire, une firme neutre au risque réduit son investissement en incertitude, relativement au cas certain.

Certains auteurs ont considérés l'hypothèse d'incertitude sur la demande adressée à une firme en concurrence comme logiquement inconsistante (Hey 1979). D'autres auteurs ont utilisé des modèles de déséquilibre dans des études d'inventaire (voir Aiginger 1987 pour une discussion de ces modèles). D'autres encore ont cherché à justifier cette hypothèse en concurrence par des considérations qui relèvent plutôt de la logique de la concurrence monopolistique (Malinvaud 1983). Hymans (1966) présente un modèle avec incertitude sur la quantité en concurrence et le justifie en mentionnant la théorie du comportement des firmes de Cyert et March (1963) qui considère la rigidité des prix comme un moyen de réduction de l'incertitude. La rigidité des prix de court terme en concurrence a été aussi justifiée par l'importance des coûts de changement permanent du prix (menu cost) (Amihud & Mendelson 1983; Blanchard et Fisher, 1989 chap. 8; Aiginger 1987 chap. 12)[3].

---

[3] Une autre littérature théorique part de l'évidence empirique de la dispersion spatiale des prix à l'équilibre (Salop & Stiglitz 1977) et temporelle (Varian 1980). Cette littérature essaie

… que les prix s'ajustent lentement à l'excédent de … considérer comme donnés à court terme. C'est là la … de journaux». Cette section est divisée en deux … en certitude, la capacité optimale est telle que le coût … profit marginal, les firmes neutres au risque égalisent, … marginal d'investissement plus un supplément qu'on …. Par ailleurs, dans le cas où les firmes sont averses … coût, dû à l'aversion, vient s'ajouter aux deux premiers. … section est consacrée à l'analyse de l'impact de … optimale de capacité. L'accroissement du risque, tel que … et 1971), est général pour avoir des résultats de statique … restrictions sur la fonction d'utilité[4], ou sur l'accroissement de … signer l'impact de l'accroissement du risque.

… pour une entreprise neutre au risque et pour des distributions quelconques, une … nécessaire et suffisante pour qu'un accroissement du risque entraîne une diminution de la taille optimale est présentée. Ensuite, dans le cas d'une entreprise averse au risque, des conditions suffisantes sur les distributions sont discutées. On montre aussi qu'on ne peut avoir de conditions nécessaires et suffisantes sans ajouter des restrictions sur la fonction d'utilité.

… d'expliquer ce phénomène par l'existence d'agents non informés sur les prix pratiqués ailleurs. Cette disparité spatiale est renforcée par une dispersion temporelle dans la mesure où les firmes en place pratiquent une politique délibérée de variation de prix (voir Varian 1980).

[4] Dans des problèmes où des firmes averses au risque décident le niveau de production, une condition suffisante, pour que l'impact de l'accroissement du risque soit négatif, est que l'aversion absolue au risque soit non croissante (Baron 1970, Sandmo 1971, Ishui 1977, Hey 1979, Aiginger 1987).

Il semble donc raisonnable de supposer que les prix s'ajustent lentement à l'excédent de la demande; de telle sorte qu'on puisse les considérer comme donnés à court terme. C'est là la principale hypothèse du modèle de «marchand de journaux». Cette section est divisée en deux parties. Dans la première, on montre que si, en certitude, la capacité optimale est telle que le coût marginal de l'investissement est égal au profit marginal, les firmes neutres au risque égalisent, en incertitude, le profit marginal et le coût marginal d'investissement plus un supplément qu'on peut appeler «coût marginal d'incertitude». Par ailleurs, dans le cas où les firmes sont averses au risque, un terme supplémentaire de coût, dû à l'aversion, vient s'ajouter aux deux premiers.

La deuxième partie de cette section est consacrée à l'analyse de l'impact de l'accroissement du risque sur la taille optimale de capacité. L'accroissement du risque, tel que défini par Rothschild et Stiglitz (1970 et 1971), est général pour avoir des résultats de statique comparative non ambigus. Des restrictions sur la fonction d'utilité[4], ou sur l'accroissement de risque, sont alors nécessaires pour signer l'impact de l'accroissement du risque.

Dans un premier point, pour une entreprise neutre au risque et pour des distributions quelconques, une condition nécessaire et suffisante pour qu'un accroissement du risque entraîne une diminution de la taille optimale est présentée. Ensuite, dans le cas d'une entreprise averse au risque, des conditions suffisantes sur les distributions sont discutées. On montre aussi qu'on ne peut avoir de conditions nécessaires et suffisantes sans ajouter des restrictions sur la fonction d'utilité.

---

d'expliquer ce phénomène par l'existence d'agents non informés sur les prix pratiqués ailleurs. Cette disparité spatiale est renforcée par une dispersion temporelle dans la mesure où les firmes en place pratiquent une politique délibérée de variation de prix (voir Varian 1980).

[4] Dans des problèmes où des firmes averses au risque décident le niveau de production, une condition suffisante, pour que l'impact de l'accroissement du risque soit négatif, est que l'aversion absolue au risque soit non croissante (Baron 1970, Sandmo 1971, Ishui 1977, Hey 1979, Aiginger 1987).

2. Impact de l'introduction de l'incertitude.

Considérons un modèle simple à une période[5]. La firme devrait installer, avant de connaître le niveau de la demande y, une capacité x. Si la demande qui se réalise à l'étape suivante est y_0, l'entreprise vend y_0 si $y_0 \leq x$ et x si $x \leq y_0$ [6]. Soit $\pi_u = p-c$, le profit unitaire d'opération. Le programme s'écrit:

$$\max_{x \geq 0} EU[\pi_u * \min(y,x) - c(x)]$$

Dans le cas d'une fonction d'utilité linéaire, le programme devient:

$$\max_{x \geq 0} E\,\{\pi_u * \min(y,x)\} - c(x)$$

$$\Leftrightarrow \max_{x \geq 0} \int_{\underline{y}}^{x} \pi_u\, y\, f(y)\, dy + \int_{x}^{\bar{y}} \pi_u\, x\, f(y)\, dy - c(x)$$

$$C.P.O. \qquad \pi_u (1 - F(x^*)) = c'(x^*)$$

$$C.S.O. \qquad \pi_u f(x^*) + c''(x^*) \geq 0$$

Le revenu marginal espéré qui égalise le coût d'investissement marginal est défini comme le produit du profit marginal π_u et de la probabilité que la dernière unité produite soit aussi vendue; ou, si on écrit la C.P.O comme suit:

---

[5] Ce modèle est connu sous le nom de «Newsboy problem» dans la littérature de recherche opérationnelle (Li, lau and Lau (1990). La même structure avait été retenue dans des modèles d'incitation (Kanbur (1982) et d'assurance (Eeckhoud, Gollier et Schlesinger (1991a). Voir aussi Eeckhoud, Gollier et Schlesinger (1991b).

[6] Une structure similaire du problème a été utilisée par Levy-Lambert et Dupuy (1975); Malinvaud (1983, 1986); Dionne et Pellerin (1988) et Eeckhoudt, Gollier et Schlesinger (1991).

$$\pi_u = c'(x^*) + \pi_u F(x^*)$$

Le profit unitaire d'exploitation est égal au coût marginal d'investissement, $c'(x^*)$, plus "le coût marginal d'incertitude", $\pi_u F(x^*)$. Ce dernier coût découle de la probabilité que x peut ne pas être totalement vendue.

Dans le cas où le coût d'installation de la capacité est convexe, la capacité optimale est plus faible en incertitude. L'investissement plus faible en incertitude s'explique par le fait que le profit marginal d'exploitation n'est pas seulement égalisé au coût marginal d'investissement mais à celui-ci plus un coût d'incertitude résultant de la probabilité de non utilisation d'une partie de la capacité de production.

Si la firme maximise l'espérance de l'utilité du profit, la fonction objectif s'écrit alors:

$$E\,U(\pi(x,F)) = \int_{\underline{y}}^{x} u[\pi(y\,,\,x)]\,f(y)\,dy + \int_{x}^{\bar{y}} u[\pi(x\,,\,x)]\,f(y)\,dy$$
$$t.q. \qquad \pi(x\,,\,y) = \pi_u y - c(x)$$

En différenciant par rapport à x, on obtient la C.P.O suivante:

$$-c'(x^*)\int_{\underline{y}}^{x} u'[\pi(y\,,\,x^*)]\,f(y)\,dy +$$
$$(\pi_u - c'(x^*))\,u'[\pi(x^*\,,\,x^*)](1 - F(x^*)) = 0$$

En intégrant par partie le premier terme de la C.P.O, on a:

$$\pi_u c'(x^*)\int_{\underline{y}}^{x} u''[\pi(y\,,\,x^*)]\,F(y)\,dy - c'(x^*)\,u'[\pi(x^*\,,\,x^*)]F(x^*) +$$
$$(\pi_u - c'(x^*))\,u'[\pi(x^*\,,\,x^*)](1 - F(x^*)) = 0$$

Et finalement:

$$\pi_u = \frac{c'(x^*)}{1 - F(x^*)} \{1 - \pi_u \frac{\int_{\underline{x}}^{x^*} u''[\pi(y , x^*)] F(y) dy}{u'[\pi(x^* , x^*)]}\}$$

ou, de manière équivalente,

$$\pi_u = c'(x^*) + \pi_u F(x^*) - c'(x^*) \pi_u \frac{\int_{\underline{x}}^{x^*} u''[\pi(y , x^*)] F(y) dy}{u'[\pi(x^* , x^*)]}$$

Comme $u''(.) < 0$, on a:

$$\pi_u > c'(x^*) + \pi_u F(x^*)$$

L'entreprise riscophobe égalise alors le profit marginal au coût marginal de certitude $c'(x^*)$, plus le coût marginal d'incertitude en cas de neutralité, $\pi_u F(x^*)$, plus un coût dû à l'aversion au risque. D'où la proposition suivante:

Proposition 1.

$$c''(x) > 0 \rightarrow x_{AR} < x_{NR} < x_0$$
$$-\pi_u f(x) < c''(x) < 0 \rightarrow x_{NR} < x_{AR}$$

où x_{AR} et x_{NR} sont respectivement les tailles optimales sous l'aversion au risque et la neutralité et x_0 la capacité optimale en certitude.

3. Effet d'une variation marginale du risque.

Nous présentons une condition nécessaire et suffisante pour qu'un accroissement du risque entraîne une diminution de la taille optimale d'investissement dans le cas d'une entreprise neutre au risque. Dans le cas d'une entreprise riscophobe, nous présentons une condition suffisante pour qu'un accroissement de risque entraîne une baisse de la taille optimale. On montre aussi qu'on ne peut réduire les restrictions sur les distributions sans en imposer sur la fonction d'utilité.

■ *Cas d'une entreprise neutre au risque.*

La proposition suivante montre que la direction de l'ajustement de la taille optimale d'investissement dépend du rapport des probabilités de sous-utilisation de la capacité optimale de production sous F (fonction de distribution de départ) et G (étalement à moyenne constante de F, voir Rothschild et Stiglitz 1970).

Proposition 2. *Soient x^* et x^{**} , respectivement, les tailles qui maximisent l'espérance du profit sous F et G. On a:*

$$x^{**} < (=,>)\ x^* \leftrightarrow F(x^*) < (=,>)\ G(x^*)$$

Cette proposition est générale. L'étalement peut avoir n'importe quelle forme, et les fonctions de distribution F et G peuvent se croiser plus d'une fois. Pour connaître l'impact de l'accroissement du risque sur la solution optimale, x^* , il suffit de comparer les probabilités sous F et G, de sous-utilisation de la capacité optimale x^* .

■ **Exemple.** Considérons le cas d'une demande normalement distribuée, de moyenne et de variance (μ, σ^2). La proposition stipule que si la taille optimale est égale à μ, alors l'accroissement de l'incertitude (augmentation de σ^2) n'affecte pas la taille optimale. Par contre, si la taille optimale est inférieure (supérieure) à μ, alors l'augmentation de σ^2 entraîne une baisse (hausse) de la capacité optimale.

Ainsi, avec la restriction de la loi de probabilité de la demande au cas normal, la proposition peut être vérifiée à partir des données concernant une industrie constituée d'un petit nombre de grandes firmes et d'un grand nombre de petites firmes. Dans ce cas, un accroissement de l'incertitude devrait accroître le taux de concentration dans l'industrie (les plus grandes firmes augmentent la capacité optimale et les petites font l'inverse).

■ ***Cas d'une entreprise riscophobe***

Supposons que G(.) est plus risquée que F(.) et que leurs fonctions de densité respectives, $f(.)$ et g(.), se croisent deux fois (une restriction relâcher par la suite). Soient y_3 et y_4 les points de leurs rencontres, avec $y_3 < y_4$. Nous avons dans ce cas la proposition suivante:

Proposition 3. Soient x^* et x^{**}, respectivement, les tailles qui maximisent l'espérance d'utilité de profit sous F et G. On a:

$$F(x^*) \leq G(x^*) \rightarrow x^{**} < x^*$$

Remarquons que même si $F(x^*) = G(x^*)$, on a encore $x^{**} < x^*$. Ainsi, la condition n'est pas nécessaire puisqu'il est possible que $F(x^*) > G(x^*)$ mais l'effet de l'aversion au risque l'emporte sur l'effet du risque (caractérisé dans le cas de la firme neutre au risque).

On peut facilement montrer qu'étant donné une fonction d'utilité u et une fonction de distribution initiale F, il existe un étalement à moyenne constante générant une distribution plus risquée G, telle que la nouvelle solution optimale x^{**} soit égale à la solution initiale sous F, soit x^*. Aucun résultat général ne peut donc être avancé si G est quelconque. La proposition 3 impose à la distribution plus risquée d'être générée par une fonction densité qui coupe seulement deux fois la fonction densité qui génère la distribution de départ.

En fait, on n'a pas besoin d'une condition "single-crossing" entre F et G pour avoir le résultat de la proposition 3. Il y a donc moyen de la généraliser au cas où F et G se croisent plus d'une fois sans pour autant pouvoir la généraliser à toutes les formes d'accroissement du risque. En effet, il suffit que F et G ne se croisent pas à gauche de x^*. Pour simplifier l'exposé, nous supposons que le coût d'investissement est linéaire, c x. La proposition suivante généralise la proposition 3 pour des distributions F et G qui peuvent se croiser plus qu'une fois:

Proposition 4.

$$x^{**} \leq x^* \quad si \quad \forall y \leq x^* \qquad G(y) \geq F(y)$$

Par contre, si les fonctions de distribution sont quelconques et se croisent à gauche de x^*, on peut toujours trouver une fonction d'utilité concave telle que $x^{**} > x^*$. Ce résultat qui montre l'impossibilité d'avoir une proposition plus générale que la proposition 4 est résumé dans la proposition suivante:

Proposition 5.

$$(\exists y_1, y_2 : \underline{y} \leq y_1 < y_2 \leq x^* < x^*_{NR} : \forall y \in [y_1, y_2],\ G(y) < F(y))$$
$$\rightarrow (\exists \bar{u}(.) : \bar{u}'(.) > 0 \ et \ \bar{u}''(.) \leq 0 \ : \ x^{**} > x^*)$$

Cette proposition dit que si F et G se croisent à gauche de x^*, il existe alors toujours une firme averse au risque qui augmente sa capacité suite à l'accroissement du risque. Ainsi, l'effet risque l'emporte sur l'effet aversion au risque.

Mais si l'aversion au risque est suffisamment importante l'effet aversion l'emporte sur l'effet risque. Dans le cas d'une fonction d'utilité quadratique, par exemple, si G domine stochastiquement au second ordre F (G DSSO F), nous pouvons alors déterminer une condition nécessaire et suffisante pour que x^{**} soit inférieur à x^*:

Proposition 6. *Si u est quadratique et G DSSO F, alors:*

$$x^{**} \leq x^* \leftrightarrow A \geq \frac{F(x^*) - G(x^*)}{c \int_{\underline{y}}^{x^*} [G(y) - F(y)]\, dy}$$

$$\text{avec} \quad A = \frac{u''}{u'}(\pi(x^*, x^*))$$

4. Conclusion.

Si en certitude, la taille optimale de capacité est telle que le profit marginal soit égal au coût marginal de l'investissement, en incertitude, et dans le cas d'une firme neutre au risque, ce profit est égal au coût marginal d'investissement, plus un «coût marginal de risque». Ce dernier coût découle de la probabilité non nulle que la capacité peut ne pas être totalement utilisée. L'entreprise averse au risque égalise le profit marginal, non seulement à la somme des coûts marginaux d'investissement et du risque, mais à la somme de ces coûts plus un coût dû à l'aversion au risque.

Une condition nécessaire et suffisante pour qu'un accroissement du risque entraîne une diminution de la taille optimale d'investissement dans le cas d'une entreprise neutre au risque est que la probabilité, sous la distribution la plus risquée, de sous-utilisation de la capacité optimale initiale soit supérieure à celle sous la distribution initiale.

Cependant, dans le cas d'une entreprise averse au risque, aucune condition nécessaire et suffisante ne peut être avancée en recourant aux seules restrictions sur les distributions. Une condition suffisante pour qu'un accroissement de risque entraîne une baisse de la taille optimale a été présentée. On a montré aussi qu'on ne peut réduire les restrictions sur les distributions sans en imposer de nouvelles sur la fonction d'utilité si on veut encore signer l'effet de l'accroissement marginal du risque sur la taille optimale de capacité.

ANNEXE

Démonstration de la proposition 2:

Soit x^* solution qui maximise:

$$E(\pi(x, F)) = \int_{\underline{y}}^{x} [\pi_u y - c(x)] f(y)\, dy + \int_{x}^{\bar{y}} [\pi_u x - c(x)] f(y)\, dy$$

C.P.O.

$$\pi_u (1 - F(x^*)) = c'(x^*)$$

et x^{**} solution qui maximise:

$$E\,U(\pi(x, G)) = \int_{\underline{y}}^{x} [\pi_u y - c(x)] g(y)\, dy + \int_{x}^{\bar{y}} [\pi_u x - c(x)] g(y)\, dy$$

C.P.O

$$\pi_u (1 - G(x^{**}) = c'(x^{**})$$

Alors nous avons:

$$x^{**} \leq x^* \Leftrightarrow \frac{\partial E\Pi}{\partial x}(x^*, G) \leq 0 \Leftrightarrow \pi_u (1 - G(x^*)) \leq c'(x^*)$$

$$\Leftrightarrow 1 - G(x^*) \leq 1 - F(x^*)$$

C.Q.F.D.

Démonstration de la proposition 3:
$x^{**} < x^*$ si et seulement si:

$$-c'(x^*) \int_{\underline{y}}^{x^*} u'[\pi_u y - c(x^*)]\, s(y)\, dy +$$
$$(\pi_u - c'(x^*)\, u'[\pi_u x^* - c(x^*)] \int_{x^*}^{\bar{y}} s(y)\, dy < 0$$
$$\text{où} \quad s(.) = g(.) - f(.)$$

L'inégalité est toujours vérifiée si $\underline{y} \leq x^* \leq y_3$. En effet, dans ce cas, le premier terme est toujours négatif puisque s(y) est positif pour $\underline{y} \leq y \leq y_3$. Le deuxième terme est aussi toujours négatif. En effet, puisque $F(a^*) \leq G(a^*)$, ce terme se réécrit:

$$[\pi_u - c'(x^*)]\, u'[\pi_u x^* - c(x^*)]\, [F(x^*) - G(x^*)] < 0.$$

Soit z le point d'intersection entre F et G. Si $y_3 < x^* \leq z$, l'inégalité de départ s'écrit:

$$-c'(x^*) \{\int_{\underline{y}}^{y_3} u'[\pi_u y - c(x^*)]\, s(y)\, dy +$$
$$\int_{y_3}^{x^*} u'[\pi_u y - c(x^*)]\, s(y)\, dy\} +$$
$$(\pi_u - c'(x^*)\, u'[\pi_u x^* - c(x^*)] \int_{x^*}^{\bar{y}} s(y)\, dy < 0$$

Comme on a s(y) est positif pour $\underline{y} \leq y \leq y_3$ et négatif pour $y_3 \leq y \leq x^*$, alors:

$$\int_{\underline{y}}^{y_3} u'[\pi_u y - c(x^*)]\, s(y)\, dy > \int_{\underline{y}}^{y_3} u'[\pi_u y_3 - c(x^*)]\, s(y)\, dy$$
et
$$\int_{y_3}^{x^*} u'[\pi_u y - c(x^*)]\, s(y)\, dy > \int_{y_3}^{x^*} u'[\pi_u y_3 - c(x^*)]\, s(y)\, dy$$

d'où:

$$\int_{\underline{y}}^{x^*} u'[\pi_u y - c(x^*)]\, s(y)\, dy > u'[\pi_u y_3 - c(x^*)]\, [G(x^*) - F(x^*)].$$

Ainsi donc, si $G(x^*) > F(x^*)$, alors:

$$-c'(x^*) \int_{\underline{y}}^{x^*} u'[\pi_u y - c(x^*)]\, s(y)\, dy +$$
$$(\pi_u - c'(x^*))\, u'[\pi_u x^* - c(x^*)]\, [F(x^*) - G(x^*)] <$$
$$-c'(x^*)\, u'[\pi_u y_3 - c(x^*)]\, [G(x^*) - F(x^*)$$
$$+ (\pi_u - c'(x^*))\, u'[\pi_u x^* - c(x^*)]\, [F(x^*) - G(x^*)] < 0$$

Démonstration de la proposition 4:

La C.P.O. s'écrit comme suit:

$$-c\int_{\underline{y}}^{x} u'[\pi(y,x^*)]\, f(y)\, dy \; + \; (\pi_u - c)\, u'[\pi(x^*,x^*)](1 - F(x^*)) = 0$$

$$\textit{avec} \quad \pi(y,x^*) = \pi_u y - q x^*$$

On a:

$$x^{**} \leq x^* \Leftrightarrow \frac{\partial EU}{\partial x}(x^*, G) \leq 0$$

d'où:

$$\begin{aligned} x^{**} \leq x^* &\Leftrightarrow \{-c\int_{\underline{y}}^{x^*} u'[\pi(y,x^*)]\,[g(y) - f(y)]\, dy \; - \\ &\qquad (\pi_u - c)\, u'[\pi(x^*,x^*)]\,[G(x^*) - F(x^*)] \leq 0\} \\ &\Leftrightarrow -c\int_{\underline{y}}^{x^*} u'[\pi(y,x^*)]\, dS \leq (\pi_u - c)\, u'[\pi(x^*,x^*)]\, S(x^*) \\ &\Leftrightarrow c\int_{\underline{y}}^{x^*} -\frac{u''[\pi(y,x^*)]}{u'[\pi(x^*,x^*)]}\, S(y)\, dy \geq -S(x^*) \end{aligned}$$

Ainsi, Si S(y) = G(y) - F(y) est positif pour tout y inférieur à x^*, la dernière inégalité est toujours vraie.

Démonstration de la proposition 5:

Rappelons que la C.P.O. Pour une firme averse au risque, après intégration par partie, s'écrit:

$$\pi_u\, c \int_{\underline{x}}^{x} u''[\pi(y\ ,\ x^*)]\, F(y)\, dy \ -\ u'[\pi(x^*\ ,\ x^*)]\,\{(\pi_u\ -\ c)\ (1\ -\ F(x^*))\ -\ c\, F(x^*)\,\} = 0$$

D'où:

$$\int_{\underline{x}}^{x} u''[\pi(y\ ,\ x^*)]\, F(y)\, dy \ =\ -u'[\pi(x^*\ ,\ x^*)]\,\{\,\frac{1}{c}(\frac{\pi_u\ -\ c}{\pi_u}\ -\ F(x^*))\,\}$$

Soit $\bar{u}$ une fonction d'utilité qui satisfait les conditions suivantes:

- $\bar{u}'[\pi(y_2\ ,\ y_2)] \ =\ 1$
- $\bar{u}''[\pi(y, y_2)] \ =\ 0 \quad \forall\, y \notin [y_1\, , y_2]$
- $\bar{u}''[\pi(y, y_2)] \ =\ -\dfrac{\frac{1}{c}\,[\,\frac{\pi_u - c}{\pi_u}\ -\ F(y_2)\,]}{\int_{y_1}^{y_2} F(y)\, dy} \quad \forall\, y \in [y_1\, , y_2]$

Comme $\bar{u}$ est monotone et la dérivée en $\pi(y_2\ ,\ y_2)$ est positive, alors $\bar{u}$ est croissante. De plus, on a supposé que $y_2 < x^*_{NR}$ et donc $F(y_2) < F(x^*_{NR}) = \dfrac{\pi_u\ -\ c}{\pi_u}$. En conséquence, $\bar{u}''(\pi(y, y_2))$ est partout non-positive. Donc $\bar{u}$ représente les préférences d'une firme averse au risque. Cette firme choisit $x^* = y_2$ puisque par construction, y_2 satisfait la C.P.O. donnée au début de la démonstration.

Reste à démontrer que cette firme accroît sa capacité suite à un accroissement du risque. Dans la preuve du résultat de la proposition précédente, on avait:

$$x^{**} \leq x^{*} \Leftrightarrow \int_{\underline{x}}^{x^{*}} u''[\pi(y,x^{*})]\ S(y)\,dy \leq \frac{1}{c}u'[\pi(x^{*},x^{*})]S(x^{*})$$

Avec S(y) = G(y) - F(y). Ce qui se traduit, pour le cas qui nous intéresse ici, par:

$$y_2^G \leq y_2 \Leftrightarrow \int_{y_1}^{y_2} u''[\pi(y,y_2)]\ S(y)\,dy \leq \frac{1}{c}\ S(y_2)$$

Comme nous avons supposé que $\forall\ y \in [y_1, y_2],\ G(y) < F(y)$, alors: $\frac{1}{c}S(y) < 0$ et

$$\int_{y_1}^{y_2} u''[\pi(y,y_2)]\ S(y)\,dy > 0$$

Par conséquent: $y_2 < y^G$

C.Q.F.D.

Démonstration de la proposition 6:

Dans la preuve du résultat de la proposition précédente, on avait:

$$x^{**} \leq x^{*} \Leftrightarrow \int_{\underline{x}}^{x^{*}} u''[\pi(y, x^{*})]\ S(y)\, dy \leq \frac{1}{c} u'[\pi(x^{*}, x^{*})]\, S(x^{*})$$

Avec S(y) = G(y) - F(y). Si u est quadratique, u'' est indépendante de y. Dans ce cas on a:

$$x^{**} \leq x^{*} \Leftrightarrow -\frac{u''}{u'[\pi(x^{*}, x^{*})]} \int_{\underline{x}}^{x^{*}} S(y)\, dy \geq -\frac{1}{c} S(x^{*})$$

Comme G DSSO F, l'intégrale du membre de gauche est toujours positive. D'où la proposition.

Chapitre 2

Note sur l'investissement de firmes «concurrentielles» quand la fonction de demande est incertaine

1. Introduction.

Dans les travaux de Hartman (1972), Nickell (1976), et Abel (1983, 1984 et 1985), il est établi qu'un étalement à moyenne constante de la distribution d'un (ou plusieurs) prix futur(s) accroit l'investissement courant si les coûts d'ajustement du stock du capital sont symétriques et strictement convexes et si le profit courant est linéaire dans le capital. Cette dernière condition est satisfaite si la fonction de production est linéairement homogène et si les firmes sont myopes, c'est-à-dire ne se rendent pas compte de l'effet eventuel de leur investissement sur le prix d'équilibre. Les travaux empiriques n'ont jamais pu confirmer les prédictions de cette théorie.

A partir du milieu des années 80, la littérature théorique s'est surtout concentrée sur l'investissement irréversible. Il est alors montré que, dans un environnement stochastique où l'information s'accummule de plus en plus sans résoudre nécessairement l'incertitude, l'incertitude et son accroissement découragent l'investissement en prolongeant les périodes d'inaction.

Caballero (1991) construit un modèle simple en deux périodes avec l'hypothèse que les coûts d'ajustement du stock du capital sont asymétriques. Le cas de l'irreversibilité est alors assimilé à un coût infini d'ajustement vers le bas[1]. La conclusion de Caballero s'annonce alors: «Investment and uncertainty are positively correlated even in the extreme case of irreversible investment, as long as the firm faces a *very elastic* demand curve and returns to scale are nondecreasing». Ce résultat s'explique encore une fois par la flexibilité à la Hartman (voir Chapitre 1).

Pindyck (1993) fait remarquer que l'effet de l'irreversibilité n'est présent que dans le cas où c'est l'équilibre au niveau de toute l'industrie qui est considéré et non seulement l'équilibre au niveau de la firme myope. Il construit un modèle à deux périodes, où la demande change de façon aléatoire en deuxième période, et montre que l'incertitude au niveau de la demande adressée à l'industrie affecte négativement l'investissement irréversible même si les firmes sont compétitives et les rendements sont constants. Ce résultat s'explique par le fait qu'un accroissement d'incertitude, avec moyenne constante, sur la demande entraine un changement non symétrique de la distribution du prix futur, de telle sorte que l'espérance diminue. L'asymétrie du changement dans la distribution du prix futur est due à l'irréversibilité de l'investissement. Alors que l'ajustement vers le haut de la capacité empêche le prix d'augmenter en cas de bonne réalisation de la demande, l'irréversibilité ne permet pas d'empêcher la chute du prix en cas de mauvaise réalisation.

Le concept d'équilibre retenu par Pindyck est celui de «l'équilibre concurrentiel avec anticipations rationnelles». En effet, la distribution-équilibre du prix futur est définie comme le point fixe d'une correspondance de l'espace des distributions vers lui même. Les firmes commencent par prévoir une distribution quelconque du prix futur qu'elles considèrent comme

---

[1] Abel et Elehry (1993) montrent qu'il n'est pas nécessaire d'avoir un coût infini pour imposer l'irreversibilité, et que cette dernière peut être le résultat optimal pour des niveaux finis de coût d'ajustement vers le bas.

donnée, et prennent en conséquence des décisions concernant l'investissement et la production. Ces décisions, conjuguées aux différentes réalisations possibles de la demande, génèrent une distribution du «prix qui se réalise». Cette dernière distribution devient la nouvelle distribution prévue par les firmes et elle n'est pas forcément la distribution prévue au départ. Etant donnée la nouvelle distribution prévue, les firmes réagissent par une politique d'investissement et de production, ce qui génère, avec les réalisation de la demande, une nouvelle distribution du «prix qui se réalise». Quand la distribution prévue du prix est la même que la distribution du «prix qui se réalise», alors la distribution du prix et les politiques d'investissement et de production consistentes avec cette distribution forment un équilibre avec anticipations rationnelles.

Pindyck (1993) résoud son modèle en calculant la distribution d'équilibre du prix en deuxième période puis l'investissement correspondant. Son exemple simple se prêtait à ce genre de calcul. D'autres auteurs, pour un problème semblable en temps continu[2], ont utilisé le théorème, prouvé par Lucas et Prescott (1971), qui stipule que l'équilibre concurrentiel avec anticipations rationnelles est la solution d'un problème de planificateur bienveillant qui utilise la connaissance de la courbe de demande du marché pour déterminer la politique d'investissement optimal (voir Dixit (1991), Leahy (1993)).

Dans ce chapitre, nous avons construit un modèle à deux périodes, sensiblement différent de celui de Pindyck dans la mesure où nous ne considérons qu'une irréversibilité partielle et nous supposons qu'il existe une association des firmes de l'industrie qui coordonne les décisions d'investissement (supposées observables) pour maximiser l'espérance du profit, sans coordonner les décisions de prix et de production qui, elles, sont parfaitement concurrentielles[3].

---

[2] En temps continu, la définition de l'équilibre concurrentiel est la même avec la seule différence qu'on parle de processus du prix plutôt que la distribution du prix.

[3] La structure du problème est alors similaire au cas d'un monopole réglementé à court terme de telle façon qu'il vend la quantité d'équilibre concurrentiel au coût marginal.

Je présente dans la première section de ce chapitre le modèle de base. Dans la deuxième, je présente un modèle à deux périodes où les firmes peuvent éventuellement s'ajuster vers le bas; mais, pour des raisons informationnelles ou autres, le prix de revente d'une unité du capital est inférieur au prix d'achat. Je suppose aussi que chaque fois la firme s'ajuste, vers le bas ou le haut, elle subit un coût fixe F.

Je montre alors que le niveau d'investissement en première période est toujours inférieur à celui de la certitude et qu'il est plus grand que le niveau d'investissement complétement irréversible. De plus, il n'est plus optimal pour la firme d'ajuster à la hausse son niveau de capital en deuxième période, dans le cas d'une bonne réalisation. Ce résultat est indépendant du coût fixe irrécupérable, qui éventuellement peut être nul.

Dans la troisième section, je présente un modèle à trois périodes avec un coût fixe non nul. Je montre alors que, dans certains cas, l'investissement est nul dans la première période. Ceci montre qu'il se peut, dans des modèles à plusieurs périodes, que la firme ne décide d'entrer que si le niveau de la demande atteint un «certain niveau» et que, par la suite, les firmes s'ajustent, de façon importante, «de temps en temps».

2. Le modèle de base.

Une industrie «concurrentielle», organisée dans une association, est constituée de N firmes identiques. Chaque firme dispose d'une technologie linéairement homogène. Je suppose que cette technologie est Cobb-Douglas. La production agrégée est donc:

$$f(K,L) = L^{\alpha} K^{1-\alpha} \quad , \quad 0 < \alpha < 1$$

La demande adressée à l'industrie, connue par l'association, est une fonction du prix et d'une variable exogène X. Je suppose que cette fonction est iso-élastique:

$$Q(P,X) = P^{-\epsilon} X \quad , \quad \epsilon > 1$$

Je suppose que l'association coordonne les décisions d'investissement pour maximiser l'espérence du profit de l'industrie, mais qu'à court terme, l'association ne pouvant observer les quantités produites, les firmes se comportent de façon parfaitement compétitive. Ainsi, en supposant que l'industrie existe pour une période, nous distinguons deux sous-périodes. Dans la première sous-période, avant la connaissance de la réalisation de la fonction de demande, l'association propose un montant d'investissement dans l'industrie que les firmes acceptent et se partagent. Il en résulte une fonction d'offre pour la deuxième sous-période. En deuxième sous-période, X est donné et la fonction de demande à l'industrie est donc connue. Il en résulte un prix d'équilibre connu et donné que je noterai $P(X,K)$ (rappelons que X et K sont donnés en deuxième sous-période).

La fonction $P(X,K)$ peut être obtenue comme suit. Notons le profit de CT maximal $\pi(K,X)$. A CT, la firme a le programme suivant:

$$\pi(K,X) = \max_L Pf(K,L) - wL$$

où w est le salaire unitaire.

Pour une fonction de production telle que spécifiée auparavant, le profit de court terme s'écrit:

$$\pi(K,X) = hP^{\theta}K$$

$$h \equiv (1-\alpha)(\frac{\alpha}{w})^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \quad , \quad \theta \equiv \frac{1}{1-\alpha}$$

Les firmes, à CT, égalisent le prix d'équilibre donné, étant donné X et K, avec le coût marginal de CT, c-à-d le coût d'une unité supplémentaire de production. La fonction de coût de CT s'écrit:

$$C(Q,K) = wQ^{\frac{1}{\alpha}}K^{\frac{\alpha-1}{\alpha}}$$

Le coût marginal est alors:

$$C_Q(Q;K) = \frac{w}{\alpha}(\frac{Q}{K})^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}$$

et la fonction d'offre $Q^s(P,K)$ est dérivée de l'égalité entre le coût marginal et le prix:

$$\frac{w}{\alpha}(\frac{Q}{K})^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} = P$$

$$\rightarrow \quad Q^s(P,K) = (\frac{\alpha}{w})^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} P^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} K$$

En supposant l'égalité de la demande et de l'offre à CT on a alors:

$$(\frac{\alpha}{w})^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} P^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} K = P^{-\epsilon} X$$

La solution de l'équation précédente donne:

$$P = \frac{w}{\alpha}\left(\frac{P^{-e}X}{K}\right)^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}$$

et donc:

$$P(K,X) = \left(\frac{w}{\alpha}\right)^{\alpha\gamma}\left(\frac{X}{K}\right)^{(1-\alpha)\gamma}$$

$$\gamma \equiv \frac{1}{\alpha + e(1-\alpha)} < 1$$

En remplaçant dans le profit d'opération, on a alors:

$$\pi(K,X) = H\left(\frac{X}{K}\right)^{\gamma} K$$

$$H \equiv h\left(\frac{w}{\alpha}\right)^{\theta\alpha\gamma}$$

Pour déterminer le niveau optimal du capital, les firmes, au sein de l'association, résolvent le programme:

$$\max_{K} \{\pi(X,K) - c(K)\}$$

Le niveau optimal du capital est alors solution de la condition suivante:

$$(1-\gamma)\ H\ \left(\frac{X}{K}\right)^{\gamma} = c_K(K)$$

Je suppose par la suite que la fonction du coût de l'investissement est linéaire, coudée et éventuellement discontinue en I=0:

$$C(I\neq 0) = p^{+}I\ 1_{[I>0]} + p^{-}I\ 1_{[I<0]} + F \quad ; \qquad C(0) = 0$$

3. Modèle à deux périodes.

Supposons que l'industrie existe pour deux périodes et que le capital initial est nul. Notons l'investissement en première période $I_1 \geq 0$ et en deuxième période $I_2 \geq -I_1$. La firme vend son capital final en fin de deuxième période si $p^-(I_1 + I_2) \geq F$. Pour simplifier l'exposé, je suppose qu'il n'y a ni dépréciation ni actualisation[1]. Je suppose enfin qu'en certitude, $X_1 = X_2 = 1$. Les firmes, au sein de l'association, résolvent le programme suivant:

$$\max_{I_1,I_2} HI_1^{1-\gamma} - p^+I_1 - F + H(I_1+I_2)^{1-\gamma} - (p^+I_2 - F)\,1_{[I_2>0]}$$
$$+ (p^-I_2 - F)\,1_{[-I_1 \leq I_2 < 0]} + (p^-(I_1+I_2) - F)\,1_{[I_1+I_2>0]}$$

Pour présenter des expressions simples et facilement comparables, je pose H = 1 et $p^+ = 2p^-$. La solution optimale, en certitude, s'écrit alors:

$$(I^*_1 ; I^*_2) = ((2(1-\gamma))^{\frac{1}{\gamma}} ; 0)$$

Supposons maintenant qu'au moment de décider I_1, X_1 est connu et égal à 1, mais X_2 est une variable aléatoire qui prend les valeurs 0 et 2 avec des probabilités 1/2, 1/2. Je suppose que les firmes sont neutres au risque et qu'elles maximisent, au sein de l'industrie, l'espérance du profit total en choisissant une stratégie d'investissement $(I_1 ; I_2(0) ; I_2(2))$, contingente aux réalisations de la variable aléatoire.

La forme de la fonction objectif, les solutions optimales et le niveau du profit total à l'optimum sont différents dans chacun des six cas suivants (E est l'espérance du profit total):

---

[1] Les expressions deviennent dans le cas général énormément lourdes et les résultats ne changent pas qualitativement.

Cas 1: $I_1 > 0$; $I_2(0) = -I_1$; $I_2(2) > 0$

La fonction objectif est:

$$E1 = I_1^{1-\gamma} + \frac{2^\gamma}{2}(I_1 + I_2)^{1-\gamma} - I_1 - \frac{1}{2}I_2 - \frac{5}{2}F$$

Les solutions sont:

$$I^*_1 = (2(1-\gamma))^{\frac{1}{\gamma}}$$

$$I^*_2(0) = -I^*_1$$

$$I^*_2(2) = (2^\gamma(1-\gamma))^{\frac{1}{\gamma}} - I^*_1 < 0$$

La contrainte $I_2(2) > 0$ est donc serrante.

Cas 2: $I_1 > 0$; $I_2(0) = -I_1$; $I_2(2) = 0$

La fonction objectif est:

$$E2 = (1 + 2^{\gamma-1})I_1^{1-\gamma} - I_1 - 2F$$

Les solutions sont:

$$I^*_1 = ((1 + 2^{\gamma-1})(1-\gamma))^{\frac{1}{\gamma}}$$

$$I^*_2(0) = -I^*_1$$

$$I^*_2(2) = 0$$

Le profit total maximal est:

$$E2^* = (1+2^{\gamma-1})^{\frac{1}{\gamma}}[(1-\gamma)^{\frac{1-\gamma}{\gamma}} - (1-\gamma)^{\frac{1}{\gamma}}] - 2F$$

Cas 3: $I_1 > 0$; $I_2(0) = -I_1$; $-I_1 < I_2(2) < 0$

La fonction objectif est:

$$E3 = I_1^{1-\gamma} + 2^{\gamma-1}(I_1 + I_2)^{1-\gamma} - I_1 - \frac{5}{2}F$$

Les solutions sont:

$$I^*_1 = (1-\gamma)^{\frac{1}{\gamma}}$$

$$I^*_2(0) = -I^*_1$$

$$I^*_2(2) = -I^*_1$$

La contrainte $I_2(2) > -I_1$ est donc serrante.

Cas 4: $I_1 > 0$; $I_2(0) = -I_1$; $I_2(2) = -I_1$

Les solutions sont:

$$I^*_1 = (1-\gamma)^{\frac{1}{\gamma}} = -I^*_2(0) = -I^*_2(2)$$

Le profit total maximal est:

$$E4^* = [(1-\gamma)^{\frac{1-\gamma}{\gamma}} - (1-\gamma)^{\frac{1}{\gamma}}] - 2F$$

Cas 5: $I_1 = 0$; $I_2(0) = 0$; $I_2(2) > 0$

La fonction objectif est:

$$E5 = 2^{\gamma} I_2^{1-\gamma} - I_2 - 2F$$

Les solutions sont:

$$I^*_1 = I^*_2(0) = 0$$

$$I^*_2(2) = (2^\gamma(1-\gamma))^{\frac{1}{\gamma}}$$

Le profit total maximal est:

$$E5^* = 2[(1-\gamma)^{\frac{1-\gamma}{\gamma}} - (1-\gamma)^{\frac{1}{\gamma}} - F]$$

Cas 6: $I_1 = 0$; $I_2(0) = 0$; $I_2(2) = 0$

Le gain dans ce cas est nul.

En comparant les gains maximaux dans chaque cas, la solution optimale globale se trouve alors être celle du cas 2:

$$(I^*_1 ; I^*_2(0) ; I^*_2(2)) = ([(1+2^{\gamma-1})(1-\gamma))^{\frac{1}{\gamma}}] ; -I^*_1 ; 0)$$

Conclusion.

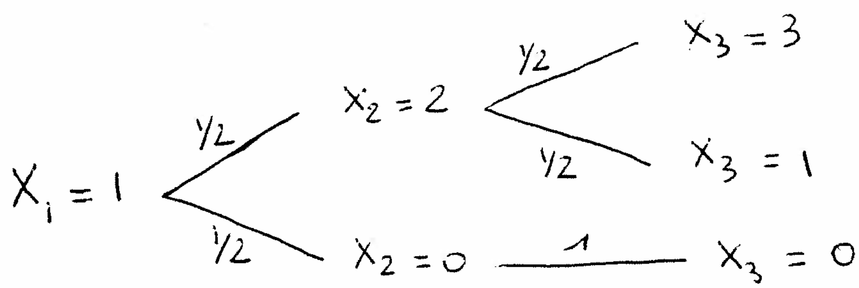
Nous avons montré, dans cette section, que le niveau d'investissement en première période est inférieur au niveau d'investissement en certitude. La différence de ce résultat avec celui de Caballero (1991) s'explique par le fait que dans le modèle de ce dernier les firmes, étant myopes, ne prennent pas en compte l'effet du capital installé sur le prix d'équilibre.

Ce résultat est aussi différent de celui de Pindyck (1993). Ce dernier trouve que $I^*_2(2) > 0$, alors que dans notre modèle, on a $I^*_2(2) = 0$. La raison en est que Pindyck suppose l'irreversibilté totale de l'investissement. La firme investit alors peu en première période et ajuste son capital à la hausse si le bon état de la demande se réalise. En supposant une irreversibilité partielle, la firme investit en première période un niveau plus important que celui de l'irreversibilité totale et ne l'ajuste pas en cas de bonne réalisation. Ce résultat est indépendant de F et donc n'est pas généré, comme on peut le croire, par la présence de coût fixe totalement irrécupérable.

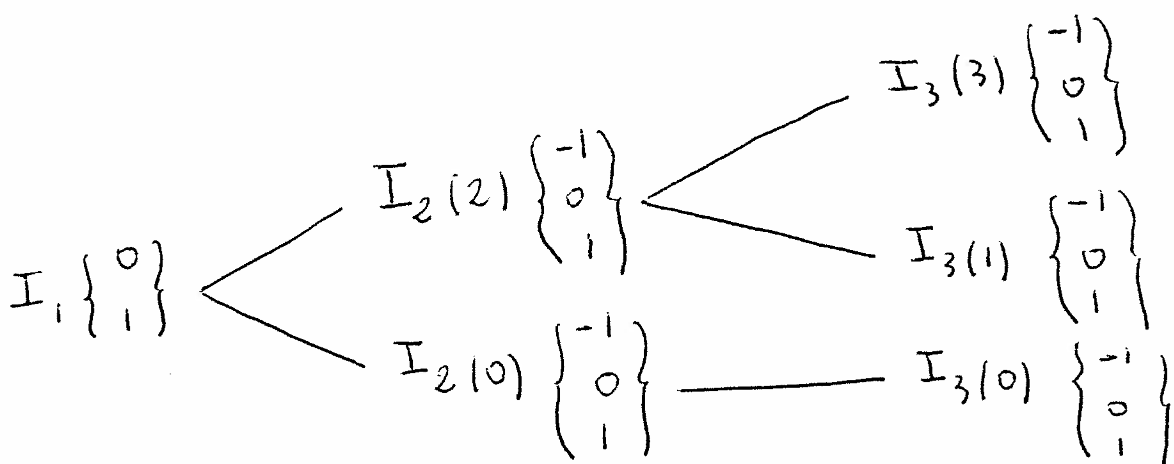
4. Modèle à trois périodes.

Supposons que les firmes investissent, désinvestissent et produisent durant trois périodes et qu'à la fin de la troisième période, elles peuvent vendre le capital restant si cela les arrange. Une stratégie poursuivie par la firme se constitue de cinq décisions contingentes aux états de la nature. Chaque décision porte sur trois choix: investir, désinvestir et ni investir ni désinvestir.

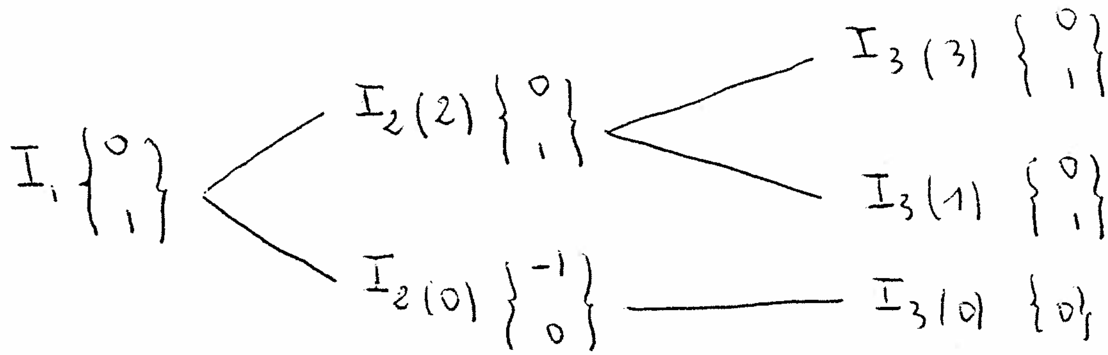
Supposons que le processus $\{X\}$ est décrit par:



La séquence des décisions, avec les choix au niveau de chaque décision, est decrite par le shéma suivant, dans lequel «1» signifie investir, «0» signifie ne pas agir et «-1» signifie désinvestir:



Plusieurs stratégies sont dominées. Leur élimination laisse le programme suivant:



J'écris chaque stratégie sous forme de quadruple de «0» et de «1», en faisant l'économie de $I_2(0)$. Par exemple:

$$(0;1;1;0) \equiv (I_1=0; I_2(2)>0; I_3(3)>0; I_3(1)=0)$$

Je note le gain qui résulte de cette stratégie $E(0;1;1;0)$. Ainsi on a:

$$E(0,1,1,0) = \left(\frac{2^{\gamma}}{2}+\frac{1}{2}\right)I_2^{1-\gamma} + \frac{3^{\gamma}}{4}(I_2+I_3(3))^{1-\gamma} - \frac{1}{2}I_2 - \frac{1}{4}I_3(3) - \frac{5}{4}F$$

Mais la solution de la maximisation de ce gain donne $I^*_3(3) < 0$ et donc il s'agit d'une solution de coin étant donnée la contrainte de départ $I_3(3) > 0$.

Le résultat de l'examen des gains de chacune des stratégies retenues et des solutions optimales, selon les paramètres du modèle, se résume comme suit:

■ Il n'est jamais optimal d'attendre la demande très forte de la troisième période ($X_3 = 3$). L'entreprise peut faire mieux avec les stratégies suivantes:

(1,1,0,0) ; (1,0,0,0) ; (0,1,0,0) .

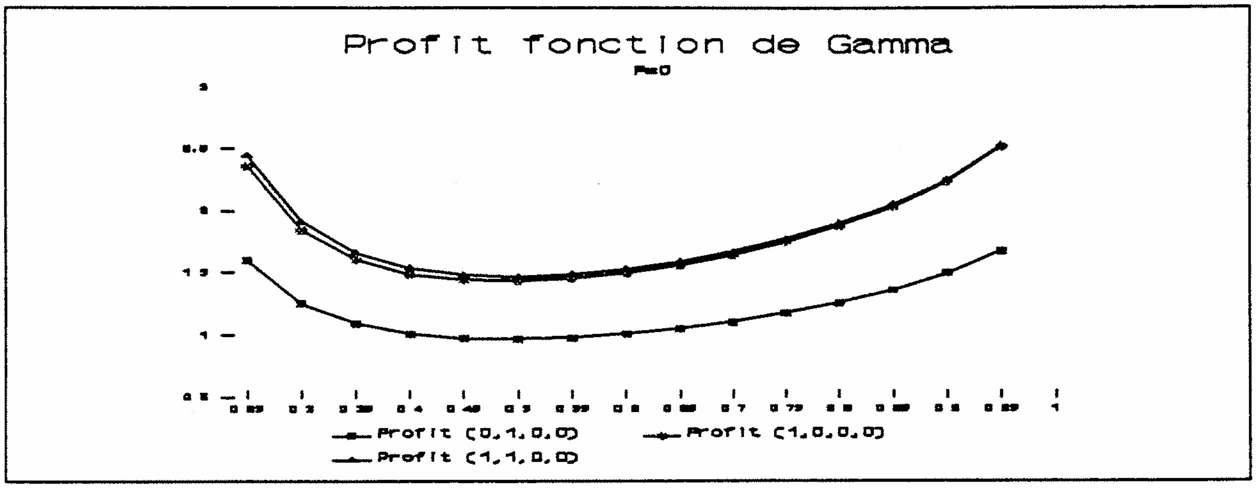
■ Contrairement au résultat de Pindyck (1993), un niveau d'investissement nul en première période peut être optimal. Pour certaines valeurs de γ et de F , les graphiques dans l'annexe montrent qu'il est optimal d'attendre la deuxième période et de décider d'entrer dans l'industrie si la réalisation de la demande est bonne. La différence des résultats s'explique par le fait que j'ai adopté pour $\{X\}$ un processus différent de celui retenu par Pindyck, en plus de la différence dans la fonction de coût.

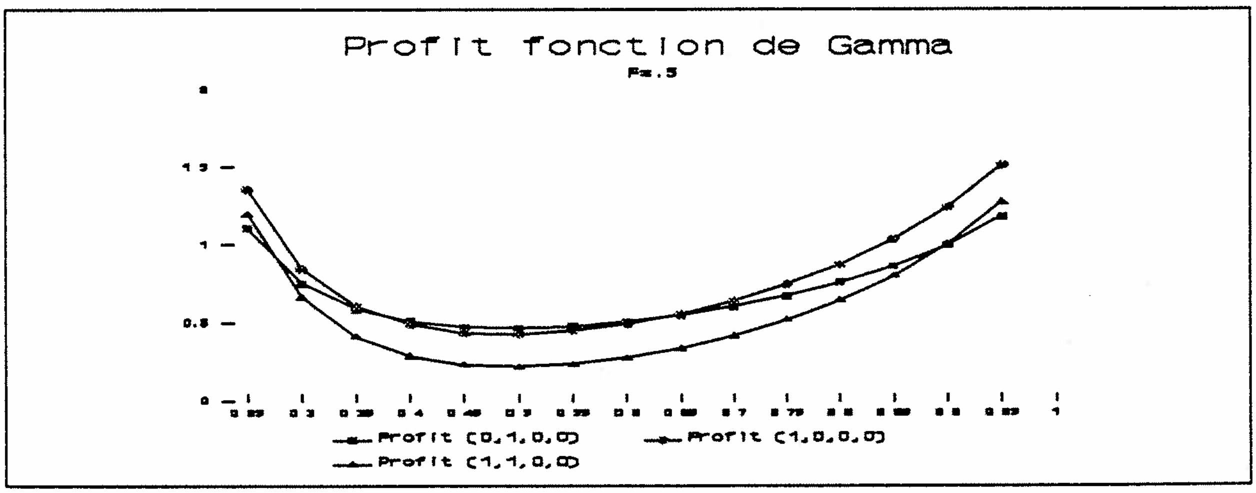
5. Conclusion.

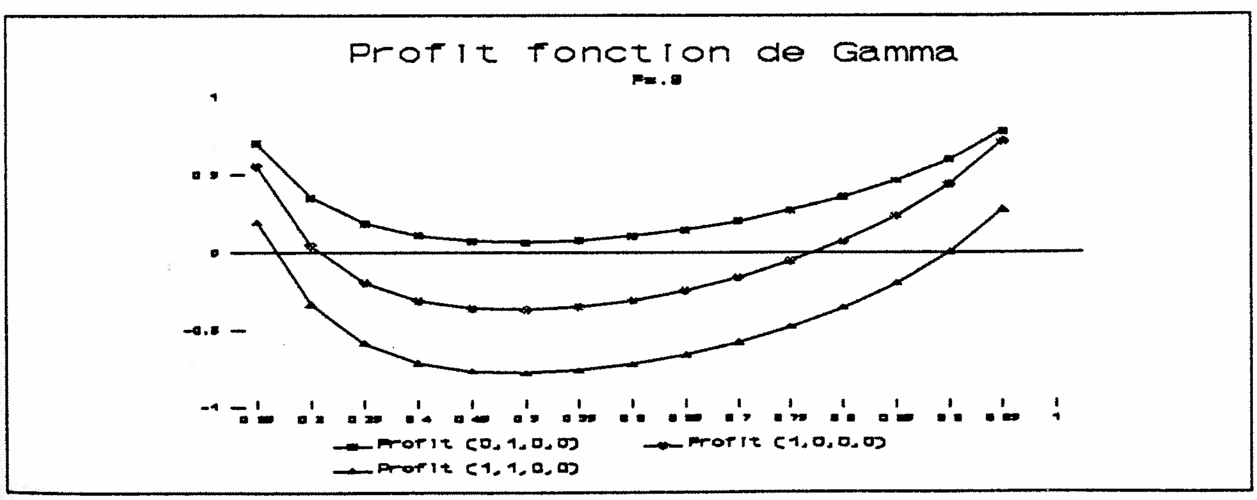
Dans le cadre d'un modèle à deux périodes, où les coûts d'investissement sont linéaires et coudés en zéro et les firmes, «concurrentielles» à court terme mais coordonnées à long terme par une association, prennent en compte l'impact de leurs investissements sur le prix du marché, il a été montré que le niveau d'investissement en première période est inférieur en incertitude par rapport au niveau de certitude, mais plus grand que le niveau d'investissement totalement irréversible en incertitude. De plus, si la demande est mauvaise en deuxième période, la firme désinvestit son capital; par contre, si elle est bonne, la firme ne s'ajuste pas vers le haut. Ce résultat est indépendant de la présence du coût fixe irrécupérable et est inverse au résultat de l'investissement irréversible.

Dans le cadre d'un modèle à trois périodes, pour certaines valeurs non nulles du coût fixe et pour certaines valeurs des paramètres de la technologie et de la fonction de demande, il est optimal pour une firme de ne pas investir en première période et il n'est jamais optimal d'attendre la troisième période pour investir.

ANNEXE


Profit fonction de Gamma
Profit (0,1,0,0)
Profit (1,0,0,0)
Profit (1,1,0,0)


Profit fonction de Gamma
Profit (0,1,0,0)
Profit (1,0,0,0)
Profit (1,1,0,0)


Profit fonction de Gamma
Profit (0,1,0,0)
Profit (1,0,0,0)
Profit (1,1,0,0)

Chapitre 3.

Incertitude et investissement des entreprises «concurrentielles»: modélisation en temps continu.

Introduction.

La théorie «orthodoxe» de l'investissement est basée sur une règle simple de décision: Investir si la valeur marginale du capital (valeur actualisée espérée des flux de revenus générés par une unité supplémentaire du capital), nette de son coût marginal, est positive[1]. Elle montre alors qu'un étalement à moyenne constante des distributions des prix futurs accroit l'investissement courant si les coûts d'ajustement du stock du capital sont symétriques et strictement convexes et si le profit courant est linéaire dans le capital. Cette dernière condition est satisfaite si la fonction de production est linéairement homogène et les firmes considèrent le processus des prix comme exogène. Dans ce cas, on dit que les firmes sont myopes, puisqu'elles ne se rendent pas compte de l'effet eventuel de leur investissement sur le prix d'équilibre. L'impact positif de l'incertitude sur l'investissement s'explique par le fait que l'investissement est positivement lié à la valeur marginale de la firme et celle-ci est convexe dans les prix. Le premier point de la première section présente, très briévement, ce résultat.

---

[1] Voir Jorgenson (1963), Tobin (1969), Hartman (1972, 1976), Nickell (1976), et Abel (1983, 1984 et 1990).

Une nouvelle théorie de l'investissement en incertitude met l'emphase sur trois aspects importants dans la décision d'investir: l'irréversibilité de l'investissement, l'arrivée continue d'information supplémentaire sur l'environnement économique et la possibilité de report de la décision d'investir. Ces trois aspects, en incertitude, font apparaître un coût supplémentaire d'investissement: le coût de la perte de l'option de pouvoir décider d'investir plus tard. La valeur générée par l'investissement ne doit plus seulement couvrir le coût de l'investissement mais, aussi, le coût de la perte de l'option. Je présente très briévement, dans le deuxième point de la première section, le modèle de base simple à partir duquel s'est développée cette théorie. La décision, dans ce modèle, est réduite à choisir le moment optimal d'entreprendre un projet particulier. Des périodes d'«inaction optimale» sont alors générées, même dans le cas où la valeur de l'unité marginale du capital excède son coût marginal d'aquisition. On montre que l'accroissement de l'incertitude accroit le coût total des projets risqués et prolonge l'«attente».

Est-ce l'irréversibilité qui renverse le signe de la liaison entre l'incertitude et l'investissement? Une chose est sûre: l'effet positif de l'incertitude dans la théorie des coûts d'ajustement convexes n'est pas dû au fait que l'investissement y est réversible. Caballero (1991) construit un modèle avec des coûts d'ajustement convexes et asymétriques. L'irréversibilité y est le cas particulier où le coût d'ajustement vers le bas est infini. La conclusion de Caballero est: «Investment and uncertainty are positively correlated even in the extreme case of irreversible investment, as long as the firm faces a very elastic demand curve and returns to scale are nondecreasing».

Pindyck (1993) note que l'irreversibilité affecte négativement l'investissement si on considère l'équilibre au niveau de l'industrie dont la demande, non «très» élastique, est incertaine. Une hypothèse est alors nécessaire, et implicite dans le modèle de Pindyck, à savoir, les firmes ont des anticipations rationnelles: elles prennent en compte l'effet de leur investissement sur les prix d'équilibre. Le résultat est que le profit courant de la firme devient concave dans le capital.

L'«unification» de la théorie de l'investissement en incertitude est à l'ordre du jour. Une première approche peut se faire au niveau de la firme myope. Cette approche peut se faire aussi bien dans le cadre de la théorie néoclassique que dans le cadre de la nouvelle théorie d'investissement irréversible.

Une possibilité d'unification donc est d'intégrer la flexibilité dans le modèle d'investissement irréversible. Si l'on suppose que l'investissement irréversible est une technologie flexible au sens de Hartman, l'incertitude a deux effets opposés. Elle accroît à la fois l'incitation à investir (en augmentant la valeur de l'investissement par le fait que le profit est convexe dans les variables aléatoires) et l'incitation à attendre (en augmentant la valeur de l'option de reporter l'investissement à plus tard). L'effet total est ambigu (voir Dixit & Pindyck (1994), pp. 195-199). Notons que l'intégration peut se faire sans coûts d'ajustement convexes.

L'autre possibilité d'unification est d'intégrer l'irréversibilité dans le modèle de coût d'ajustement convexe. Cette démarche a été poursuivie par Abel et Elehry (1993). Le troisième point de la première section présente une version simplifiée de leur modèle. Dans cette version, les coûts d'ajustement sont convexes et le prix d'acquisition d'une unité de capital est supérieur au prix de sa revente, ce qui crée une irréversibilité partielle. L'augmentation de la valeur marginale n'entraîne plus forcément l'augmentation de l'investissement qui reste, quand même, une fonction non-décroissante de la valeur marginale. Concernant le lien entre l'investissement et l'incertitude, il est clair que l'incertitude n'accroit pas le domaine d'inaction défini par les seuls paramètres de la fonction de coût. Si l'incertitude affecte l'investissement, ce sera à travers son action sur la valeur marginale elle même.

Ainsi, si, au départ, la valeur marginale du capital, toujours convexe dans les prix, est près de la borne supérieure sans l'atteindre encore, l'investissement est nul. Un «accroissement» de la volatilité fait accroitre la valeur marginale et peut inciter l'investissement. Par contre, si, au départ, la valeur marginale est à l'intérieur du domaine d'inaction, un accroissement faible de la volatilité peut ne pas affecter l'investissement. L'irréversibilité dans le modèle avec coût convexe génère donc l'inaction, mais l'accroissement de l'incertitude ne la prolonge pas, bien au contraire, il incite les firmes à agir et investir.

Pour pouvoir comparer les prédictions des deux modèles «unifiés», concernant l'effet de l'incertitude sur l'investissement, on peut vérifier si le résultat ambigu de la théorie de l'irréversibilité est reproduit par le deuxième modèle, quand les coûts d'ajustement tendent vers zéro. La réponse n'est pas claire. En effet, quand les coûts d'ajustement tendent vers zéro, la réaction de l'investissement, quand il n'est pas nul, est infinie. Dixit et Pindyck (1994, pp. 389-390), voient dans ce fait une «indication» que le modèle d'investissement irréversible est la limite du modèle «unifié» d'Abel et Elehry, quand les coûts d'ajustement tendent vers zéro. Comme un accroissement, même infini, de l'investissement ne peut contraindre la valeur marginale à rester entre les bornes, puisque cette valeur est indépendante de la variable de contrôle, la valeur marginale du capital peut alors être conçue comme une variable qui se «promène» entre deux bornes; quand elle atteint une borne, l'ajustement est infini, ce qui met fin au processus (barrières absorbantes). Dans ce cas, les barrières, à partir desquelles l'investissement est non nul (infini en fait), sont indépendantes de l'incertitude.

Pour récupérer le résultat essentiel de la théorie de l'irréversibilité (le domaine d'inaction s'accroît avec l'incertitude), quand les coûts d'ajustement sont nuls, il faut plus que l'irréversibilité. Il faut que le profit soit non linéaire (concave) dans le capital de telle sorte que, la variation du stock du capital joue le rôle de variable de contrôle de la valeur marginale. C'est l'objet de la deuxième section où je suppose, comme dans le modèle de base du chapitre précédent, que les firmes sont organisées au sein d'une association qui coordonne les décisions d'investissement. Rappelons que l'association est supposée connaître la fonction de demande adressée à l'industrie et prendre en compte l'effet de l'investissement sur les prix d'équilibre. Cette hypothèse permet d'avoir une fonction de profit non linéaire dans le capital et non nécessairement convexe dans la variable aléatoire.

Le résultat est une récupération totale des prédictions de la théorie de l'investissement partiellement irréversible, dans un modèle d'équilibre, avec une technologie flexible sans coût d'ajustement. Pour la valeur marginale de la firme, les barrières ne sont plus absorbantes mais toujours invariantes par rapport à l'incertitude. Cependant, la profitabilité marginale est régulée par des barrières non absorbantes et dépendantes de l'incertitude. Le domaine d'inaction optimale (investissement nul) s'accroit avec l'incertitude. Ceci montre qu'à court terme, l'incertitude décourage l'investissement.

Section 1. Investissement des entreprises concurrentielles myopes: Modèles de base.

Introduction.

Le modèle de base de la théorie «orthodoxe» de l'investissement s'est construit sur la base de deux hypothèses cruciales: l'hypothèse des coûts d'ajustement convexes et l'hypothèse de rendements d'échelle constants. La règle de base dans ce modèle est simple: investir si la valeur marginale du capital (valeur actualisée espérée des flux de revenus générés par une unité supplémentaire du capital), nette de son coût, est positive[2]. Un étalement à moyenne constante des distributions des prix futurs accroit l'investissement courant. Cet impact positif de l'incertitude sur l'investissement s'explique par le fait que l'investissement est positivement lié à la valeur marginale de la firme et celle-ci est convexe dans les prix. Le premier point de cette section présente, très briévement, ce résultat.

Une nouvelle théorie de l'investissement en incertitude s'est construite autour de la notion de la «valeur d'option». Trois aspects importants dans la décision d'investir ont été considérés: l'irréversibilité de l'investissement, l'arrivée continue d'information supplémentaire sur l'environnement économique et la possibilité de report de la décision d'investir. Ces trois aspects, en incertitude, font apparaitre un coût supplémentaire d'investissement: le coût de la perte de l'option de décider d'investir plus tard. Dans un deuxième point, je présente le modèle de base simple à partir duquel s'est développée cette théorie. Je montre que l'accroissement de l'incertitude accroit le coût total des projets risqués et prolonge l'«attente».

L'«unification» de la théorie de l'investissement en incertitude est à l'ordre du jour. Abel

---

[2] Voir Jorgenson (1963), Tobin (1969), Hartman (1972, 1976), Nickell (1976), et Abel (1983, 1984 et 1990).

et Elehry (1993) tentent une unification de la théorie de l'investissement en intégrant l'irréversibilité dans un modèle de coût d'ajustement convexes, avec flexibilité de la technologie. Le troisième point de cette section présente une version simplifiée où les coûts d'ajustement sont convexes et le prix d'acquisition d'une unité de capital est supérieur au prix de sa revente, ce qui crée une irréversibilité partielle. Je montre que l'augmentation de la valeur marginale n'entraîne plus forcément l'augmentation de l'investissement qui reste, quand même, une fonction non-décroissante de la valeur marginale. Concernant le lien entre l'investissement et l'incertitude, il est clair que l'incertitude n'accroit pas le domaine d'inaction défini par les seuls paramètres de la fonction de coût. Par contre, l'incertitude affecte l'investissement à travers son action sur la valeur marginale elle même.

1. Coûts d'investissement convexes et la q-théorie.

Hartman (1972) a été le premier à analyser l'effet, sur le niveau optimal d'investissement d'une firme neutre au risque, d'un accroissement de l'incertitude reliée au prix de l'output, au taux de salaire ou au coût du capital. L'hypothèse de la structure d'information-décision, présentée au chapitre 1, génère alors, sous certaines conditions sur la technologie, la propriété suivante: une grande taille entraine une plus grande flexibilité ex-post. L'accroissement de l'incertitude stimule alors l'investissement. L'hypothèse de coûts d'ajustement convexes est alors cruciale[3]. Je présente, dans un premier temps, le modèle de base avec coût d'investissement linéaires et je montre que l'incertitude n'affecte alors pas la décision d'investissement. Puis j'introduis dans le modèle des coûts d'ajustement convexes et je montre que, sous certaines conditions, l'incertitude affecte positivement l'investissement. Ensuite, je présente briévement la q-théorie. La discussion plus détaillée de cette théorie et des tests empiriques, dont elle a fait l'objet, est présentée dans la première section du chapitre suivant.

a. *Coûts d'investissement linéaires.*

Considérons le cas où les coûts d'investissement sont linéaires. Une firme compétitive et neutre au risque dispose d'une technologie à rendements d'échelle constants. La dépréciation du capital est exponentielle et il n'y a ni délais de livraison ni taxes. Si le coût d'ajustement du stock du capital est linéaire dans l'investissement, la solution du problème dynamique est alors la même que celle d'un problème statique.

En effet, dans ce cas, la firme dispose du programme suivant:

---

[3] Eisner et Strotz (1963) ont été les premiers (?) à introduire cette hypothèse qui par la suite a été la base de la q-théorie. Voir Hayashi (1982) pour un modèle déterministe et Abel (1983) pour un modèle dans un environnement stochastique où cette hypothèse joue un rôle central. Les arguments justifiants cette hypothèse ont été considérés comme faibles (voir Rothschild 1971).

$$\max_{(K_t, L_t)_{t=0}^{\infty}} \int_0^{\infty} e^{-R(t)} \left(p_t F(K_t, L_t) - w_t L_t - q_t I_t\right) dt$$

$$s/c \qquad \frac{dK_t}{dt} = I_t - \delta K_t \quad et \quad K_0 \; donné.$$

Les conditions de premier ordre s'écrivent:

$$p_t F_L(K_t, L_t) = w_t \quad , \quad \forall t \geq 0$$

$$p_t F_K(K_t, L_t) = q_t\left(r_t + \delta - \frac{dq_t/dt}{q_t}\right) \equiv c_t \quad , \forall t > 0$$

Ainsi, à l'optimum, et en chaque instant, le niveau d'emploi est tel que la productivité marginale du travail est égale au salaire réel (première condition). La deuxième condition stipule qu'à l'optimum, le revenu marginal du capital est égal à son coût marginal.

Le coût marginal, c_t , se décompose en trois termes: $q_t r_t$ est l'intérêt à payer pour une unité de capital pour une période; $q_t \delta$ est le coût de la fraction d'une unité de capital qui se déprécie en une période; $\frac{dq_t}{dt}$ est l'accroissement du prix d'une unité supplémentaire du capital durant la période considérée et ce terme est précédé par le signe négatif du fait qu'il s'agit d'un gain pour la firme qui installe l'unité en début de période et évite l'accroissement du coût durant la période.

Les solutions pour K_t et L_t sont fonctions des seules observations courantes des prix c_t , w_t et p_t . Les mêmes fonctions pour le capital, l'emploi et l'investissement peuvent être obtenues à partir du problème statique suivant, pour chaque t:

$$\max_{K_t, L_t} p_t F(K_t, L_t) - w_t L_t - c_t K_t$$

L'investissement dans ce cas n'est pas affecté par l'introduction de l'incertitude sur les valeurs futures des paramètres du problème.

Ce modèle, développé des le début des années soixante-dix, à été utilisé principalement pour analyser l'impact du taux d'intérêt et de la politique fiscale d'incitation sur l'investissement. Souvent, en estimant le modèle, certains chercheurs ont introduit, de manière ad-hoc, des retards dans l'ajustement non justifiés par la théorie (voir chapitre suivant, section 1). Par la suite, la dynamique a été introduite dans le modèle théorique par la considération de délais de livraison ou de construction, de l'irréversibilité ou des coûts d'ajustement convexes. Durant les années quatre-vingt, cette dernière hypothèse a été la plus populaire.

b. *Coûts d'investissement strictement convexes.*

Les niveaux du capital et de l'investissement peuvent être affectés par les valeurs futures des variables exogènes et des paramètres, s'il y a irréversibilité, délais de livraison ou des coûts d'ajustement non linéaires. Considérons un modèle où les coût d'ajustement sont convexes[4] [5].

$$V(K_0, p_0) = \max_{(K_t, L_t)_{t=0}^{\infty}} \int_0^{\infty} e^{-R(t)} \left(p_t F(K_t, L_t) - w_t L_t - c(I_t)\right) dt$$

$$avec \quad \frac{dK_t}{dt} = I_t - \delta K_t \quad et \quad K_0 \; donné;$$

$$R(t) = \int_0^t r_s ds \; ; \qquad c'(.) > 0 \quad et \quad c''(.) > 0.$$

Les conditions de premier ordre s'écrivent:

---

[4]Les coûts d'ajustement ont été introduits par R. Eisner et R. Strotz (1963), R. Lucas (1967), J. Gould (1968) et A. Treadway (1969). Une bonne discussion des coûts d'ajustement est présentée dans S. Nickell (1978).

[5]Les coûts d'ajustement dans la plupart de ces modèles sont fonction de l'investissement brut. Ceci implique un coût positif même si le stock de capital de la firme n'est pas en expansion. Ainsi, il y a certaines déséconomies d'echelle et donc la firme a une taille déterminée même si la fonction de production est homogène de degré 1.

$$F_L(K_t, L_t) = \frac{w_t}{p_t} \quad , \ \forall t \geq 0$$

$$\int_t^{\infty} e^{-(\delta+r)(s-t)} p_s F_K(K_s, L_s)\, ds = c'(I_t) \quad , \forall t > 0$$

La première condition est la même que celle du modèle avec coûts linéaires. Ceci s'explique par le fait que le travail est considéré comme parfaitement flexible[6]. La deuxième condition s'interprète comme suit: l'acquisition d'une unité supplémentaire du capital en t accroît le revenu de la firme en t+s d'un montant égal au revenu marginal du capital en t+s, $p_s F_K(.,.)$, corrigé par un facteur de dépréciation qui prend en compte le fait qu'une unité supplémentaire en t diminue de $e^{-\delta(s-t)}$ unité de t à t+s. Une unité supplémentaire de capital génère donc, à chaque instant s, un revenu actualisé de $e^{-\delta(s-t)} p_s F_K(.,.)$.

La deuxième condition de premier ordre égalise le coût d'une unité de capital supplémentaire en t avec la valeur présente de tous les revenus futurs supplémentaires générés par cette unité. Notons $q_t \equiv V_K(.,.)$ le prix de référence du capital (ou sa valeur marginale). *Les rendements étant constants*, la condition s'écrit alors:

$$q_t = \int_t^{\infty} e^{-(\delta+r)(s-t)}\, p_s f_k(g(\frac{w_s}{p_s}))\, ds = c'(I_t)$$

La théorie stipule donc que la firme investit jusqu'à l'égalisation de la valeur marginale du capital avec son coût marginal. Un choc positif sur la valeur marginale accroît l'investissement et inversement. La théorie lie donc positivement l'investissement et q_t . De plus,

---

[6] Voir Xavier Fairise (1993) et Malinvaud (1987) pour des modèles où le recrutement d'une partie de la main d'oeuvre a un caractère irréversible. Artus, Avouyi-Dovi et Laroque (1985) estiment le délai moyen pour l'adaptation de l'emploi effectif à l'emploi désiré de 16 ans. Selon Malinvaud, ce délai est "incrédible" et l'estime en général entre 6 mois et 2 ans. Nous ne considérons pas le cas de coût d'ajustement du travail pour éviter des complications algébriques qui sont non justifiées dans le cadre de ce travail.

l'investissement courant étant fonction des prix présent et futurs, Hartman (1972) et Nickell (1978) montrent que, dans ce cas, $H(p,w) = p\, f_k(g(\frac{w}{p}))$ est convexe en p et w. Ainsi, si le prix de l'output est aléatoire, l'accroissement de l'incertitude accroît q_t et, par conséquent, accroît le niveau de l'investissement.

c. *La q-théorie.*

La liaison positive entre l'investissement et q_t est un résultat testable. Mais, en incertitude, q_t est en fait la valeur marginale du capital telle qu'elle est anticipée par la firme. Or cette anticipation n'est pas observable. Mais, sous certaines conditions, la valeur marginale est exactement égale à la valeur moyenne de la firme. Sous d'autres conditions, la valeur marginale ne dépend que des niveaux observés des prix.

Ainsi, Hayashi (1982) a montré, dans un modèle déterministe où les coûts sont linéairement homogènes en I et K, que le prix de référence du capital est égal à la valeur moyenne de la firme $q_t = V(K_t, p_t) / K_t$. Abel (1983) généralise Hayashi au cas stochastique. Dans un modèle où la fonction de production est Cobb-Douglas et le processus de prix suit un mouvement Brownian géométrique, il montre que la valeur marginale du capital n'est alors fonction que des prix courants, supposés observés, et de la volatilité, supposée connue et constante, du processus stochastique. Abel & Elehry (1993) généralisent encore plus ce résultat en réduisant les conditions nécessaires pour rendre la valeur marginale observable. Ils démontrent que si la fonction de profit et de coût sont homogènes de degré ξ , alors $q \equiv V_K(K,X) = \xi \frac{V(K,X)}{K}$. Abel et Blanchard (1986) résolvent le problème de l'inobservabilité du q-marginal en supposant une structure d'évolution donnée et les anticipations rationnelles.

Le problème de mesure de q plus ou moins bien résolu, plusieurs études empiriques ont tenté alors de vérifier la significativité du lien positif entre la valeur marginale du capital et l'investissement. Mais les résultats sont plutôt décevants (voir chapitre suivant, section 1). La vérification de l'impact positif de l'incertitude sur l'investissement est alors rendue beaucoup plus problématique à vérifier. Car, non seulement il faut établir que q_t est positivement lié à l'investissement, mais de plus, que q_t est convexe dans les prix.

Des conditions nécessaires pour que q_t soit convexe dans les prix ont déja été théoriquement établies. En effet, Hartman (1972, 1976), Nickell (1976), et Abel (1983, 1984 et 1985) montrent qu'un étalement à moyenne constante de la distribution d'un, ou plusieurs, prix futur(s) accroît l'investissement courant si les coûts d'ajustement du stock du capital sont symétriques et strictement convexes et si le profit courant est linéaire dans le capital. Cette dernière condition est satisfaite si la fonction de production est linéairement homogène et si les firmes sont myopes, c'est-à-dire ne se rendent pas compte de l'effet de leur investissement sur le prix d'équilibre.

La théorie de l'investissement en incertitude, telle que présentée jusque-là, est construite au niveau d'une firme qui prend le prix pour exogène. La considération de l'équilibre concurrentiel rencontre des difficultés qui, pour être résolues, nécessitent d'introduire des changements majeurs aux hypothèses de départ. La théorie qui en résulte n'est plus tout à fait la même.

En effet, le premier problème est que les coûts d'ajustement strictement convexes dans l'investissement, conjugués aux rendements d'échelle constants, sont incompatibles avec l'équilibre concurrentiel[7]. Il faut donc laisser tomber une des deux hypothèses. De plus, la réponse myope des firmes n'est pas optimale. En effet, supposons la valeur marginale d'une firme convexe dans le prix. Une volatilité plus grande du processus des prix, telle que perçue au niveau de la firme myope, entraîne un investissement plus important. Au niveau de l'industrie,

[7] Les tailles des entreprises tendent vers 0 et leur nombre vers l'infini. Voir H.R. Varian 1984, p. 87; Pindyck 1993.

si toutes les firmes sont identiques, l'accroissement de l'incertitude, en augmentant l'investissement, augmente l'offre et fait baisser les prix d'équilibre. La réaction à l'accroissement de l'incertitude, au niveau de l'industrie, d'un planificateur central qui prend en compte l'effet de l'investissement sur le prix, n'est pas la somme des réactions des firmes myopes dans l'industrie. Le comportement myope est donc non optimal.

L'observation du monde des affaires ne va pas non plus dans le sens de la théorie. En effet, les firmes n'investissent pas de façon continue des montants infinitésimaux. Durant des périodes plus ou moins longues, elles n'agissent pas (ni investissement ni désinvestissement), puis, à «certains moments», réalisent des niveaux d'investissement (ou de désinvestissment) très importants; et il a été souvent remarqué qu'elles exigent alors un taux de rendement espéré de l'investissement plus que deux fois plus élevé que le coût du capital[8].

---

[8] McDonald et Siegel (1986) démontrent qu'un faible accroissement de l'incertitude peut plus que doubler le taux de rendement exigé des projets d'investissement. Les mêmes chiffres sont avancés par Dixit (1990), Caballero & Pindyck (1992), Pindyck et Solimano (1993) et Dixit & Pindyck (1994).

2. L'investissement irréversibile.

Une nouvelle approche de l'investissement en incertitude met l'emphase sur trois aspects importants dans la décision d'investir: l'irréversibilité de l'investissement, l'arrivée continue d'information supplémentaire sur l'environnement économique et la possibilité de report de la décision d'investir. En incertitude, ces trois aspects, ensemble, font apparaitre un coût supplémentaire d'investissement: le coût de la perte de l'option de décider d'investir plus tard. La valeur générée par l'investissement ne devrait pas seulement couvrir le coût de l'investissement mais, aussi, le coût de la perte de l'option. La politique optimale d'investissement n'est plus d'investir tant que la valeur présente nette est positive. Je présente très briévement un modèle de base très simple à partir duquelle cette théorie s'est développée. Les extensions de ce modèle sont nombreuses (voir Dixit et Pindyck 1994).

Une firme dispose d'un «projet d'investissement» qui coûte I . Ce coût est totalement irréversible. Cette firme dispose, en t, de deux choix: ou bien elle décide d'entreprendre le projet, ou bien elle reporte la *décision* d'investir (ou non) à la période suivante. Si elle décide d'investir, elle perd I et gagne un «actif physique» qui vaut V . Cette valeur, V , est nommée «valeur de l'investissement». Elle est connue en t et évolue selon le mouvement Brownian géométrique suivant:

$$dV = \alpha V dt + \sigma V dz$$

où dz est l'accroissement d'un processus de Wiener.

Si la firme décide de reporter la décision d'entreprendre le projet, elle dispose alors par la suite d'un «actif optionnel» qui vaut $F(V)$. Cette valeur, $F(V)$, est nommée «valeur du projet». Comme l'actif optionnel (le projet) ne génère aucun revenu, son rendement provient du seul «gain de capital» espéré:

$$\rho F(V)\,dt = E[dF(V)]$$

où $\rho > \alpha$ est le taux d'actualisation. Cette équation est dite de Bellman.

En utilisant le lemme d'Itô et en simplifiant, l'équation de Bellman s'écrit alors sous la forme d'équation différentielle ordinaire homogène de second ordre suivante:

$$\frac{1}{2}\sigma^2 V^2 F''(V) + \alpha V F'(V) - \rho F = 0$$

Une «politique d'investissement optimale» est un choix du «moment optimal» d'entreprendre le projet. Comme la valeur du projet évolue de façon stochastique, la politique d'investissement ne peut pas fixer, à priori, un temps d'investissement futur, mais elle peut fixer une valeur V^* telle que le moment est optimal pour investir si $V \geq V^*$ et ne l'est pas si $V < V^*$.

$F(V)$ qui solutionne l'équation différentielle précédente devrait satisfaire les trois conditions suivantes:

$$\begin{aligned} F(0) &= 0 \\ F(V^*) &= V^* - I \\ F'(V^*) &= 1 \end{aligned}$$

Ces conditions s'interprètent comme suit. Si $V=0$, alors elle le reste toujours (étant donné le processus qui la gouverne). Dans ce cas la valeur de l'option-projet est nulle. A V^*, la firme est indifférente entre investir immédiatement et reporter l'investisement (value-matching condition). De plus, la valeur marginale du projet est égale à la valeur marginale de l'investissement (smooth-pasting condition)[9].

L'équation quadratique fondamentale associée à l'équation différentielle a deux racines, une positive et l'autre négative. La racine positive est:

$$\beta_1 = \frac{1}{2} - \frac{\alpha}{\sigma^2} + \sqrt{[\frac{\alpha}{\sigma^2} - \frac{1}{2}]^2 + 2\frac{\rho}{\sigma^2}}$$

Il est facile de vérifier que $\beta_1 > 1$ et $\frac{\partial \beta_1}{\partial \sigma} < 0$. La résolution de l'équation différentielle sous les trois contraintes précédemment présentées donne la solution suivante pour la politique optimale:

$$V^* = \frac{\beta_1}{\beta_1 - 1} I$$

Comme $\beta_1 > 1$, alors $\frac{\beta_1}{\beta_1 - 1} > 1$. Quand la firme décide d'investir, la valeur de l'investissement est strictement supérieur à son coût. La valeur de l'option-projet est donc non nulle. De plus, cette valeur augmente avec l'incertitude. En effet, comme $\frac{\partial \beta_1}{\partial \sigma} < 0$, alors $\partial [\beta_1 / (\beta_1 - 1)] / \partial \sigma > 1$. Plus l'incertitude s'accroît, plus V^* est plus élevée que le coût d'investir I ; et plus la valeur de l'option de reporter est élevée.

[9] Voir Dixit (1993) ou le livre de Dixit & Pindyck (1994), chapitre 4. Cette présentation est fortement inspirée du chapitre 5 de ce livre.

Ce modèle simple révèle l'idée principale de la théorie de l'investissement irréversible en incertitude[10]. Il se généralise sans beaucoup de difficultés à des cas très divers; et principalement le cas où la valeur de l'investissement est la somme actualisée des revenus futurs générés par cet investissement. Dans les situations générales, comme dans le cas simple présenté ci-dessus, la firme ne décide pas d'investir à partir du moment où la valeur actuelle des profits futurs couvre exactement le coût «direct» du capital. Le coût total d'investissement comprend aussi la perte de l'option d'investir plus tard. Comme la valeur de cette option est positivement corrélée avec la volatilité du processus stochastique de base, l'accroissement de l'incertitude accroît le coût total des projets risqués et prolonge l'«attente». Les vérifications empiriques des prédictions de cette théorie sont de plus en plus entreprises et les quelques résultats disponibles sont discutés au Chapitre suivant, section 1.

Nous avons vu qu'un étalement à moyenne constante de la distribution d'un, ou plusieurs, prix futur(s) accroît l'investissement courant si les coûts d'ajustement du stock du capital sont symétriques et convexes et le profit courant linéaire dans le capital. Les rejets empiriques de cette théorie (voir chapitre 4, section 1) et l'observation du monde des affaires ont permis le développement d'une nouvelle théorie qui considère l'irreversibilité comme une forme souvent dominante dans le coût d'investir. Cette théorie s'est développée à partir d'un modèle de base

---

[10] L'idée de ce modèle de base a été utilisée dans différents domaines: Commerce extérieur et taux de change, investissement et variabilité du taux d'intérêt, consommation de biens durable, exploitation des ressources naturelles, changement de constitution, suicide, etc. Les extentions aussi ont été nombreuses. Bertola & Caballero (1994), Caballero & Pindyck (1992) ont généralisés le modèle à l'équilibre de l'industrie, Bentolila et Bertola (1990) ont appliqué une version du nodèle au marché du travail, Leahy (1994) démontre l'optimalité du comportement myope, Dixit (1991) analyse l'impact de la régulation des prix sur l'investissement en incertitude et Dixit (1993) intégre la possibilité d'avoir un menu discret de projets de tailles différentes. Voir d'autres extentions dans le livre de Dixit & Pindyck (1994).

simple où la décision est réduite à choisir le moment optimal d'entreprendre un projet particulier ou de mettre en activité une unité productive donnée. Des périodes d'«inaction optimale» sont alors générées, même dans le cas où la valeur de l'unité marginale du capital excède son coût d'aquisition. On montre que la «longueur» des périodes d'inaction est positivement liée à l'incertitude.

Est-ce l'irréversibilité qui renverse le signe de la liaison entre l'incetitude et l'investissement? Non. L'effet positif de l'incertitude dans la théorie des coûts d'ajustement convexes n'est pas dû au fait que l'investissement est réversible. Caballero (1991) construit un modèle avec des coûts d'ajustement convexes et asymétriques. L'irreversibilité y est le cas particulier où le coût d'ajustement vers le bas est infini[11]. La conclusion de Caballero est: «Investment and uncertainty are positively correlated even in the extreme case of irreversible investment, as long as the firm faces a very elastic demand curve and returns to scale are nondecreasing».

Pindyck (1993) note que l'irréversibilité n'affecte l'investissement que si on considère l'équilibre au niveau de l'industrie et l'incertitude au niveau de la fonction de demande à l'industrie, une demande donc non «très» élastique. Une hypothèse est alors nécessaire, et implicite dans le modèle de Pindyck, les firmes ont des anticipations rationnelles, car, sinon, on ne voit pas comment elles peuvent prendre en compte l'effet de leur investissement sur les prix d'équilibre. Le résultat est que le profit courant de la firme devient concave dans le capital. Les rendements sont donc décroissants.

---

[11] Abel et Elehry (1993) montrent qu'il n'est pas nécessaire d'avoir un coût infini pour avoir l'irréversibilité. Le désinvestissement, même à coût fini, peut ne jamais être optimal sous certaines paramétrisations de la fonction de coût.

L'«unification» de la théorie de l'investissement en incertitude est à l'ordre du jour. Une première approche peut se faire au niveau de la firme myope; une autre au niveau de firmes avec anticipations rationnelles. La deuxième approche fait l'objet de la section suivante. La première approche peut à son tour se faire dans le cadre de la théorie néoclassique ou dans le cadre de la nouvelle théorie d'investissement irréversible.

Dans le modèle simple d'investissement irréversible, si l'on suppose que l'investissement (ou l'actif physique) est une technologie flexible au sens de Hartman, l'incertitude a deux effets opposés. D'un côté, elle accroît l'incitation à investir en accroissant la valeur de l'investissement (par le fait que le profit est convexe dans les variables aléatoires). D'un autre, elle accroît la valeur de l'option de reporter l'investissement à plus tard. L'effet total est ambigu (voir Dixit & Pindyck (1994), pp. 195-199).

3. Un modèle unifié.

La deuxième possibilité est d'intégrer l'irréversibilité dans le modèle de coût d'ajustement convexes. C'est l'objet de ce point. Je présente une version simplifiée du modèle d'Abel Elehry (1993) sans aller très en détail dans la méthode de résolution.

Soit $\pi(K,X)$ le profit courant de la firme. Supposons $\pi_K(K,X) > 0$ et $\pi_{KK}(K,X) \leq 0$. K , le stock de capital installé, et X , une variable aléatoire, évoluent selon les processus suivant:

$$\frac{dK_t}{dt} = I_t - \delta K_t \quad ;$$

$$\frac{dX_t}{X_t} = \mu(X)\, dt + \sigma(X)\, dz .$$

La valeur de la firme, neutre au risque, est:

$$V(K_t, X_t) \equiv \max_{(I_{t+s})_{s=0}^{\infty}} E_t \int_0^{\infty} e^{-rs} \left(\pi\left(X_{t+s}, K_{t+s}\right) - c(I_{t+s})\right) ds$$

L'équation de Bellman est:

$$r\, V(X_t, K_t) = \max_{I_t} \{[\pi(X_t, K_t) - c(I_t) + \frac{E_t(dV(X_t, K_t))}{dt}\}$$

L'expansion de l'espérance de gain de valeur, par le lemme d'Itô, et les simplifications qui en résultent donnent:

$$rV = \max_{I} \{\pi(K_t, X_t) - c(I_t) + q_t[I_t - \delta K_t] + \mu X V_X + \frac{\sigma^2}{2} X^2 V_{XX}\} .$$

où $q_t \equiv V_K(X_t, K_t)$, est la valeur marginale du capital. La décision d'investissement optimale est alors solution de $\max_I [qI - c(I)]$.

Supposons que le coût d'investissement s'écrit comme suit:

$$c(I) = I\ 1_{[I<0]} + \lambda I\ 1_{[I>0]} + \frac{1}{2}I^2\ ; \qquad \lambda > 1$$

Ainsi, il y a coût d'ajustement convexe et irréversibilité (partielle).

Les conditions de premier ordre s'écrivent:

$$\begin{array}{ll} I_t = q_t - \lambda & si\ \ q_t > \lambda\ ; \\ I_t = 0 & si\ \ 1 < q_t < \lambda; \\ I_t = q_t - 1 & si\ \ q_t < 1\ . \end{array}$$

Contrairement au modèle de coût d'ajustement convexe présenté au début de cette section, l'augmentation de la valeur marginale n'entraîne pas forcément l'augmentation de l'investissement. L'investissement est cependant une fonction non-décroissante de la valeur marginale. Mais, quel est le lien entre l'investissement et l'incertitude? Il est clair que l'incertitude n'élargit pas le domaine d'inaction tel que défini, pour la valeur marginale, par les coûts unitaires d'acquisition et de vente de capital. Si l'incertitude affecte l'investissement, ce sera à travers son action sur la valeur marginale elle même.

La valeur marginale du capital est la valeur actualisée espérée des flux de la profitabilité marginale du capital[12]:

$$q(Y_t) = E_t \int_0^{\infty} e^{-(r+\delta)s}\ \pi_K(K_{t+s}, X_{t+s})\ ds$$

Si la fonction de production est linéairement homogène, alors le profit est linéaire en K . La profitabilité marginale dépend donc seulement de X . Dans le cas d'une fonction de production Cobb-Douglas, la valeur marginale s'écrit:

---

[12] Voir Lemme 1 d'Abel et Eberly (1993).

$$q(Y_t) = \int_0^\infty e^{-(r+\delta)s} \; E_t\{X^\theta_{t+s}\}\, ds$$

Un étalement à moyenne constante sur X augmente donc la valeur marginale. Dans le cas où le processus de X suit un mouvement Brownian géométrique, par exemple, et sous la condition $r+\delta- \; \theta-\frac{1}{2}\sigma^2\theta^2 > 0$, on a:

$$q_t = \frac{X^\theta_t}{r+\delta- \; \theta-1/2\,\sigma^2\theta^2}$$

Ainsi, si $q_t = \lambda$, l'investissement est nul. Un accroissement de σ , pour une valeur donnée de X_t , fait accroitre q_t et ainsi augmente l'investissement. Par contre, si la valeur marginale est à l'intérieur du domaine d'inaction, un accroissement faible de la volatilité peut ne pas affecter l'investissement. Ainsi, l'irréversibilité dans le modèle avec coût convexe génère l'inaction pour certaines valeurs de la valeur marginale, mais l'accroissement de l'incertitude ne prolonge pas l'inaction.

Mais, comme noté auparavant, dans le modèle simple d'investissement irréversible, si l'on suppose que l'investissement (ou l'actif physique) est une technologie flexible au sens de Hartman, l'incertitude accroît à la fois l'incitation à investir (en augmentant la valeur de l'investissement et l'incitation à attendre (en augmentant la valeur de l'option de reporter l'investissement à plus tard). L'effet total est ambigu.

Notons que dans le modèle de l'irréversibilité, il n'y a pas de coût d'ajustement. Seule la partie de coût linéaire est considérée. A-t-on alors le résultat ambigu de la théorie de l'irréversibilité quand les coûts d'ajustement tendent vers zéro? La réponse n'est pas claire. En effet, quand les coûts d'ajustement tendent vers zéro, les réponses de l'investissement, quand il n'est pas nul, tendent vers l'infini. Dixit et Pindyck (1994, pp. 389-390), voient dans ce fait une «indication» que le modèle d'investissement irréversible est la limite du modèle «unifié» d'Abel et Elehry, quand les coûts d'ajustement tendent vers zéro. Comme un accroissement, même infini, de l'investissement ne peut contraindre la valeur marginale à rester entre λ et 1 puisque cette valeur est indépendante du capital et de l'investissement, la valeur marginale du capital peut alors être conçue comme une variable qui se «promène» entre deux bornes, quand elle atteint une borne, l'ajustement est infini, ce qui met fin au processus (barrières absorbantes). Dans ce cas, les barrières, à partir desquelles l'investissement est non nul (infini en fait), sont indépendantes de l'incertitude.

Pour récupérer le résultat essentiel de la théorie de l'irréversibilité, quand les coûts d'ajustement sont presque nuls, il faut plus que l'irréversibilité. Il faut que le profit soit non linéaire (concave) dans le capital de telle sorte que, dans la valeur marginale, la variation du stock du capital joue le rôle de variable de contrôle. C'est ce qui est tenté dans la section suivante.

Section 2. Investissement des entreprises «concurrentielles» organisées dans une association.

Pour récupérer le résultat essentiel de la théorie de l'irréversibilité (le domaine d'inaction s'accroît avec l'incertitude), quand les coûts d'ajustement sont nuls, il faut que le profit soit non linéaire (concave) dans le capital de telle sorte que, la variation du stock du capital joue le rôle de variable de contrôle de la valeur marginale. Dans cette section, nous supposons que les firmes font partie d'une association qui connaît la fonction de demande adressée à l'industrie et qui coordonne les décisions d'investissement en prennant en compte l'effet de l'investissement sur les prix d'équilibre. Cette hypothèse permet d'avoir une fonction de profit non linéaire dans le capital et non nécessairement convexe dans la variable aléatoire.

Le résultat est une récupération totale des prédictions de la théorie de l'investissement partiellement irréversible, dans un modèle d'équilibre, avec technologie flexibile sans coût d'ajustement. Pour la valeur marginale de la firme, les barrières ne sont plus absorbantes mais toujours invariantes par rapport à l'incertitude. Cependant, la profitabilité marginale est régulée par des barrières non absorbantes et dépendantes de l'incertitude. Le domaine d'inaction optimale (investissement nul) s'accroît avec l'incertitude. Ceci montre qu'à court terme, l'incertitude décourage l'investissement.

Dans les deux premiers points, nous présentons la fonction de profit et la valeur de la firme. Dans le troisième point nous déduisons la politique optimale d'investissement. Le lien entre l'incertitude et l'investissement à court terme est analysé en quatrième point. Et enfin, dans le dernier point, nous calculons la fonction de probabilité stationnaire et explorons le comportement de la profitabilité marginale à long terme.

1. La fonction de profit.

Comme au chapitre 2, une industrie «concurrentielle» est constituée de N firmes identiques (comme les rendements sont constants et donc N est indéterminé, nous posons N=1). La demande qui lui est adressée est:

$$Q(P,X) = P^{-\epsilon} X \quad , \quad \epsilon > 1$$

Les firmes font partie d'une association qui coordonne les décisions d'investissement (voir chapitre précédent) et disposent de la technologie:

$$f(K,L) = L^{\alpha} K^{1-\alpha} \quad , \quad 0 < \alpha < 1$$

Pour les firmes, le prix d'équilibre $P(X,K)$ est donné à court terme. Pour l'association, le prix d'équilibre est une fonction de K et de X et s'écrit:

$$P(K,X) = \left(\frac{w}{\alpha}\right)^{\alpha\gamma} \left(\frac{X}{K}\right)^{(1-\alpha)\gamma}$$

$$\gamma \equiv \frac{1}{\alpha + \epsilon(1-\alpha)}$$

Le profit de courant $\pi(K,X)$ et le coût d'investissement s'écrivent alors:

$$\pi(K,X) = H\left(\frac{X}{K}\right)^{\gamma} K$$

$$H \equiv h\left(\frac{w}{\alpha}\right)^{\theta\alpha\gamma}$$

$$c(I) = I\,1_{[I<0]} + \lambda I\,1_{[I>0]} \quad ; \quad \lambda > 1$$

2. La valeur de la firme.

La firme, neutre au risque, choisit un processus d'investissement qui maximise la valeur présente espérée des flux de profit d'opération moins le coût d'investissement. La valeur de la firme est définie par:

$$V(K_t, X_t) = \max_{(I_{t+s})_{s=0}^{\infty}} E_t \int_0^{\infty} e^{-rs} \left(\pi \left(X_{t+s}, K_{t+s}\right) - c(I_{t+s})\right) ds$$

$$s/c \qquad \frac{dK_t}{dt} = I_t - \delta K_t \;;$$

$$\frac{dX_t}{X_t} = \mu_X dt + \sigma_X dz.$$

Selon le principe d'optimalité de Bellman, « un programme optimal entre t et l'infini est optimal entre t+h et l'infini (h>0)», l'équation précédente s'écrit:

$$V(K_t, X_t) = \max_{(I_{t+s})_{s=0}^{h}} E_t \left\{ \int_0^h e^{-rs} \left(\pi \left(X_{t+s}, K_{t+s}\right) - c(I_{t+s})\right) ds + e^{-rh} V(K_{t+h}, X_{t+h}) \right\}$$

En multipliant les deux côtés de l'équation par e^{-rt} et en retranchant $e^{-rt} V(.,.)$, on a:

$$0 = \max_{(I_{t+s})_{s=0}^{h}} \Big[E_t \left\{ \int_0^h e^{-r(t+s)} \left(\pi \left(X_{t+s}, K_{t+s}\right) - c(I_{t+s})\right) ds \right\}$$
$$+ E_t \left\{ e^{-r(h+t)} V(K_{t+h}, X_{t+h}) - r^{rt} V(K_t, X_t) \right\} \Big]$$

Comme les limites des expressions de l'équation précédente sont:

$$\lim_{h \to 0} E_t \int_0^h e^{-r(t+s)} \left(\pi\left(X_{t+s}, K_{t+s}\right) - c(I_{t+s}) \right) ds = e^{-rt} \left[\pi(K_t, X_t) - c(I_t) \right] dt$$

$$\lim_{h \to 0} E_t \{ e^{-r(h+t)} V(K_{t+h}, X_{t+h}) - e^{rt} V(K_t, X_t) \} = E_t \{ d[e^{-rt} V(K_t, X_t) \}$$

et comme $d[e^{-rt} V] = -re^{-rt} V dt + e^{-rt} dV$, alors, en simplifiant par e^{-rt} , et en divisant par dt, on a finalement l'équation:

$$0 = \max_{I_t} \{ \pi(K_t, X_t) - c(I_t) - rV(K_t, X_t) + \frac{E_t [dV(K_t, X_t)]}{dt} \}$$

Cette équation respecte le principe de Bellman pour $h = dt$ et s'écrit souvent sous la forme:

$$r V(X_t, K_t) = \max_{I_t} \{ [\pi(X_t, K_t) - c(I_t) + \frac{E_t (dV(X_t, K_t))}{dt} \}$$

Sous cette forme, elle constitue une condition de non arbitrage. En effet, si la valeur de l'«actif firme» est supérieur la valeur escomptée des dividendes $\pi(X_t, K_t) - c(I_t)$ et de l'espérence de gain du capital $E_t (dV(X_t, K_t)) / dt$, personne n'a intérêt à detenir l'actif. Dans le cas inverse, les agents neutres au risque trouvent le rendement de l'actif-firme préférable à sa valeur. La demande qui en résulte est alors infinie. Les agents empruntent des sommes d'argent infinies, au taux de rendement de l'actif sans risque, pour la financer. Dans les deux cas, il n'y a pas équilibre, ou l'offre excède la demande ou l'inverse. Il ne peut y avoir équilibre que si la valeur de la firme est égale à la valeur escomptée des dividendes et de l'espérence de gain du capital.

Comme les variables d'état évoluent de façon continue, et en supposant $V(K_t, X_t)$ continue et deux fois différentiable, le lemme d'Ito, (voir Malliaris et Brock 1985, lemme 4.2, pp. 85-86), permet l'expansion suivante de l'espérence du gain de la valeur:

$$dV(K_t, X_t) = [\, V_K dK + V_X dX + \frac{1}{2} V_{KK} (dK)^2 + \frac{1}{2} V_{XX} (dX)^2 + V_{XK} dK dX \,] dt + V_X \sigma dz_t$$

Comme $E_t dw_t = 0$, $E_t\{(dw_t)^2\} = dt$ et $(dt)^2 = 0$, et comme $E_t(dX_t) = \mu X dt$ et $E_t\{(dX_t)^2\} = \sigma^2 X^2 dt$, alors:

$$E(dV(X_t, K_t) = \{V_K(X_t, K_t)[I_t - \delta K] + \mu X V_X(X_t, K_t) + \frac{\sigma^2}{2} X^2 V_{XX}(X_t, K_t)\} dt.$$

En notant $q_t \equiv V_K(X_t, K_t)$ la valeur marginale du capital installé, sans les arguments des fonctions, l'équation de Bellman s'écrit alors:

$$rV = \max_I \{\pi(K_t, X_t) - c(I_t) + q_t[I_t - \delta K_t] + \mu X V_X + \frac{\sigma^2}{2} X^2 V_{XX}\}.$$

3. La politique d'investissement.

Comme $V_K(K_t,X_t)$, $V_X(K_t,X_t)$, $V_{XX}(K_t,X_t)$, $\pi(K_t,X_t)$ sont indépendant de I_t , la décision d'investissement optimale est alors solution de $\max\limits_{I}[qI - c(I)]$. Les conditions de premier ordre s'ecrivent alors:

$$\begin{array}{lll} si\ q_t = \lambda & alors & I_t > 0 \ ; \\ si\ 1 < q_t < \lambda & alors & I_t = 0 \ ; \\ si\ q_t = 1 & alors & I_t < 0 \ . \end{array}$$

Ces conditions ressemblent aux conditions du modèle unifié présenté dans la section précédente, avec le cas où les coûts d'ajustement sont nuls (ou linéaires). Mais il y a une différence fondamentale qui s'explique par l'hypothèse de coordination de l'investissement au sein de l'association de l'industrie (voir le début de cette section): la dynamique de q est cette fois affectée par le stock de capital, en plus du processus stochastique. q devient alors une véritable variable contôlée entre deux barrières, λ et 1 . Notons que les barrières ne dépendent que de la spécification de la fonction de coût, et donc ne peuvent pas être affectées par le degré de volatilité du processus stochastique. Commençons par montrer que la dynamique de q dépend effectivement du stock de capital.

Pour tout K , en notant l'investissement optimal I^* , l'équation de Bellman est:

$$rV = \pi(K_t,X_t) - c(I_t^*) + V_K[I_t^* - \delta K_t] + \mu X V_X + \frac{\sigma^2}{2}X^2 V_{XX}$$

En différentiant par rapport à K, et utilisant les contraintes sur les mouvements des variables d'état, on a:

$$rV_K = \pi_K(K_t,X_t) + V_{KK}[I_t^* - \delta K_t] - \delta V_K + \mu X V_{KX} + \frac{\sigma^2}{2} X^2 V_{KXX}$$

ou:

$$(r+\delta)\, V_K = \pi_K(K_t,X_t) + V_{KK}[I_t^* - \delta K_t] + \mu X V_{KX} + \frac{\sigma^2}{2} X^2 V_{KXX}$$

Comme, par le lemme d'Ito, on a:

$$E_t\{dV_K\} = [\, V_{KK} dK + \mu X V_{KX} + \frac{\sigma^2}{2} X^2 V_{KXX}\,]\, dt$$

alors:

$$[\,(r+\delta)\, V_K - \pi_K(K_t,X_t)\,]\, dt = E_t\{dV_K\}$$

En notant que $q \equiv V_K$, alors:

$$\frac{E_t\{dq_t\}}{dt} - (r+\delta) q_t + \pi_K(K_t,X_t) = 0$$

Notons la profitabilité marginale du capital installé $Y_t \equiv \pi_K(K_t,X_t)$ et rappelons que $Y_t = (1-\gamma)\,(X_t/K_t)^\gamma$. Comme q_t est une diffusion entre λ et 1 qui suit le même mouvement que X , corrigé au niveau de la tendance par la dépréciation du capital, alors[13]:

---

[13] Voir lemme 1, Abel et Eberly (1993).

$$q(Y_t) = E_t \int_0^\infty e^{-(r+\delta)s} \, Y_{t+s} \, ds$$

Ainsi donc, la valeur marginale de la firme est une fonction croissante de la profitabilité marginale qui est inversement liée au stock de capital installé. A chaque fois que la valeur marginale atteint la barrière supérieure (inférieure), la firme investit (désinvestit) et réduit (augmente) par conséquent la profitabilité marginale du capital, ce qui ramène la valeur marginale de la firme à l'intérieur des barrières.

4. Investissement à court terme et incertitude.

Comme nous l'avons noté auparavant, le contrôle sur la valeur marginale est le résultat du contrôle sur la profitabilité marginale. Et si les barrières du contrôle sur la valeur marginale sont indépendantes de la volatilité du processus stochastique, les barrières du contrôle sur la profitabilité marginale sont en fait fonction du degré de cette volatilité. L'objet de ce point est de le montrer.

Le processus des profitabilités marginales $\{Y_t\}$ suit un mouvement brownien géométrique «régulé». Soient H et B les deux bornes respectivement haute et basse qui régulent le processus de profitabilté. Formellement, on a:

$$Y_t = Z_t \frac{B_t}{H_t}$$

Avec:

i. A l'intérieur des bornes, $\{Y_t\}$ est identique au processus Brownien géométrique non régulé $\{Z_t\}$ qui se caractérise par le mouvement:

$$\frac{dZ_t}{Z_t} = \gamma(\mu + \delta)dt + \gamma\sigma\, dz_t$$

ii. Les processus $\{H_t\}$ et $\{B_t\}$ sont des processus continus et croissants avec $H_0 = B_0 = 1$ et:

$$Y_t = B \rightarrow (\frac{dH_t}{dt} = 0 \quad et \quad \frac{dB_t}{dt} > 0) \; ;$$
$$Y_t = H \rightarrow (\frac{dH_t}{dt} > 0 \quad et \quad \frac{dB_t}{dt} = 0) \; ;$$
$$\forall Y_t : B < Y_t < H \; , \quad \frac{dB_t}{dt} = \frac{dH_t}{dt} = 0 \; .$$

iii. $\forall\, t \geq 0 \; , \quad B \leq Y_t \leq H.$

Harrison (1985, p.22) montre que dans le cas où $\{Y_t\}$ et $\{Z_t\}$ sont des processus Browniens arithmétiques et $H_0 = B_0 = 0$, $\{H_t\}$ et $\{B_t\}$ sont uniques et maintiennent Y_t entre B et H. Ce résultat s'applique encore dans notre cas; il suffit de transformer les variables Y_t, Z_t, H_t, B_t par le logarithme, ce qui en résulte respecte les conditions de la proposition 6 de Harrison. Notons $q_t(Y_t;H,B)$ la valeur marginale de la firme qui contrôle de façon optimale sa profitabilité marginale Y_t aux bornes H et B.

En annexe, nous montrons que quand le contrôle est optimal aux bornes H et B, on a pour, $B<Y_t<H_t$, la fonction de la valeur marginale suivante:

$$q(Y_t;H,B) = \frac{1}{\rho}\{Y_t + C_1(H,B)Y_t^{\gamma_1} + C_2(H,B)Y_t^{\gamma_2}\}$$

avec:

$$C_1(H,B) = \frac{H^{\gamma_2}B - HB^{\gamma_2}}{\gamma_1(H^{\gamma_1}B^{\gamma_2} - H^{\gamma_2}B^{\gamma_1})}$$

$$C_2(H,B) = \frac{HB^{\gamma_1} - H^{\gamma_1}B}{\gamma_2(H^{\gamma_1}B^{\gamma_2} - H^{\gamma_2}B^{\gamma_1})}$$

$$\rho = r + (1-\gamma)\delta - \gamma\mu$$

Avec γ_1 et γ_2 solutions positive et négative de $(\sigma^2/2)\gamma^2 + (\mu - \sigma^2/2)\gamma - (r+\delta) = 0$:

$$\gamma_1 = \frac{1}{\sigma^2}[(\mu - \frac{\sigma^2}{2}) + \sqrt{\Delta}]$$
$$\gamma_2 = \frac{1}{\sigma^2}[(\mu - \frac{\sigma^2}{2}) - \sqrt{\Delta}]$$
$$\Delta = (\mu - \frac{\sigma^2}{2}) + 2\sigma^2(r+\delta)$$

Comme aux bornes H et B on a:

$$q_t(H;H,B) = \lambda \quad si \quad I_t>0;$$
$$q_t(B;H,B) = 1 \quad si \quad I_t<0.$$

alors on a finalement les bornes (ou barrières) du contrôle de la profitabilité marginale comme solutions du système d'équations:

$$\lambda\rho = H + C_1(H,B)H^{\gamma_1} + C_2(H,B)H^{\gamma_2}$$

$$\rho = B + C_1(H,B)B^{\gamma_1} + C_2(H,B)B^{\gamma_2}$$

Les bornes de la politique de contrôle de la profitabilité $H(\mu,\sigma,\lambda,\gamma,r+\delta)$ et $B(\mu,\sigma,\lambda,\gamma,r+\delta)$ sont donc des fonctions de tous les paramètres du modèle, et, en particulier, de la volatitlité du processus stochastique de base. Il s'agit alors de savoir le sens du lien entre les bornes et la volatilité. Dans le cas où le domaine de l'inaction s'élargit, comme nous pouvons le soupçonner, l'incertitude décourage l'investissement à court terme.

Sigma	H	B
.02	.323	.144
.03	.326	.142
.04	.331	.141
.05	.335	.140
.10	.365	.133
.20	.460	.125
.30	.692	.136
.40	1.580	.220
.50	2.587	.345

Dans la table à droite, nous avons rapporté les différentes valeurs des barrières, pour des valeurs différentes du degré de volatilité du processus stochastique de base et ce, pour les constantes suivantes:

$\mu = .02, r = .10, \lambda = 2, \delta = .05$. Comme attendu, plus le processus est volatile, plus la barrière haute de la profitabilité marginale est élevée. Ceci montre qu'à court terme, certaines firmes prêtes à investir se mettent, après l'accroissement de la volatilité, à attendre des niveaux plus élevés de la profitabilité marginale[14]. L'incertitude décourage donc l'investissement à court terme. Du côté de la barrière basse, à partir de laquelle la firme commence à désinvestir, un phénomène inattendu apparaît: pour des valeurs faibles de la variabilité, cette barrière est de plus en plus basse quand la variabilité s'accroît. Les entreprises reportent donc aussi la décision de désinvestir. Mais, à partir d'un certain niveau de variabilité, la barrière basse se met à augmenter avec la variabilité. Dans ce cas, les firmes se mettent à désinvestir, sous des processus très volatiles, à partir de niveaux élevés de la profitabilité. Les graphiques, en annexe, rapportent les barrières en fonction de la volatilité et ce, pour des valeurs différentes de λ . Rappelons

[14] Cette interprétation est quelque peu incorrecte; puisque nous avons supposé la volatilité du processus aléatoire non stochastique, alors elle ne pourrait subir aucun choc. Il faut alors comprendre cette proposition dans le sens suivant: Les firmes avec la volatilité la plus élevée attendent des taux de rentabilité plus importants que les firmes avec volatilité faible, avant de décider de réaliser un investissement quelconque.

que λ est le rapport entre le prix d'acquisition d'une unité de capital et le prix de sa revente. Plus ce rapport est grand, c'est-à-dire plus l'irréversibilité est importante, plus le domaine d'inaction est large.

Mais un processus plus volatile peut faire atteindre la variable stochastique régulée une de ses bornes plus vite qu'un processus moins volatile, malgré que les bornes sont plus «loins» dans le premier cas. Le sens de l'impact de l'incertitude sur l'accumulation du stock de capital de long terme reste donc à déteminer. Dans le point suivant, nous avons pu déterminer l'impact de la volatilité sur la distribution stationnaire de la variable contrôlée (profitabilité marginale), et sur son espérance; mais nous n'avons rien pu conclure concernant l'impact sur l'espérance du stock de capital de long terme.

5. Effet de l'incertitude sur la profitabilité marginale de long terme.

Nous avons vu que le processus de profitabilité marginale $\{Y_t\}$ suit un mouvement brownien géométrique «régulé» aux bornes H et B. A l'intérieur des bornes, ce processus est Brownien géométrique et se caractérise par le mouvement:

$$\frac{dY_t}{Y_t} = \mu' dt + \sigma' dW_t$$

Avec $\mu' = \gamma(\mu + \delta)$ et $\sigma' = \gamma\sigma$. Soit $y = \log Y$, alors une simple application du lemme d'Itô montre que $\{y_t\}$ est un mouvement Brownien arithmitique qui se caractérise par:

$$dy_t = \mu'' dt + \sigma' dW_t$$

Avec $\mu'' = \mu' - \frac{1}{2}\sigma^2$. Soit y_0 la valeur initiale du processus $\{y_t\}$. Si le processus était sans bornes, alors, en chaque t, y_t serait une variable aléatoire normalement distribuée, avec $y_0 + \mu'' t$ et $\sigma'^2 t$ comme, respectivement, moyenne et variance. Soit $\phi(y,t;y_0)$ la densité de probabilité de y_t , étant donnée y_0 . L'évolution de cette densité se décrit par l'équation de Kolmogorov (voir Dixit 1993) associée au mouvement Brownien de $\{y_t\}$:

$$\frac{1}{2}\sigma'^2 \frac{\partial^2\phi}{\partial y^2}(y,t;y_0) - \mu'' \frac{\partial\phi}{\partial y}(y,t;y_0) = \frac{\partial\phi}{\partial t}(y,t;y_0)$$

Le processus $\{y_t\}$ est borné à h et l (avec h=log(H) et l=log(L)). A très long terme, la distribution de y_t tend vers la distribution stationnaire du processus (pour une preuve de l'existence d'une distribution stationnaire, voir Harisson 1985, pp. 89-92, Malliaris & Brock, 1985, pp. 106-108). La distribution stationnaire est indépendante de la valeur initiale et du temps. Soit $\phi(y)$ cette distribution. Selon l'équation de Kolmogorov, on a:

$$\frac{1}{2}\sigma'^2\frac{\partial^2\phi}{\partial y^2}(y) - \mu''\frac{\partial\phi}{\partial y}(y) = 0$$

La solution générale de cette équation différentielle homogène de second ordre s'écrit:

$$\phi(y) = Ae^{\beta y} + C$$

Avec $\beta = 2\mu''/\sigma'$ et A et B sont les constantes d'intégration à déterminer. A la borne supérieure (ou inférieure), on a: $\phi'(h) = \beta\phi(h)$ (voir Dixit & Pindyck 1994). Donc C=0. Pour que $\phi(y)$ soit une densité de probabilité, il faut que A soit tel que l'intégrale de $\phi(y)$ entre L et H soit égal à 1. On a alors finalement:

$$\phi(y) = \frac{\beta}{e^{\beta h} - e^{\beta b}}e^{\beta y}$$

Connaissant la distribution du logarithme de la profitabilité marginale du capital, nous avons calculé son espérance, et ce pour des niveaux différents de volatilité. Le résultat est transcrit dans la table à droite. Comme y=log(Y), et comme le logarithme est une fonction croissante, nous pouvons alors déduire que, à long terme, l'espérance de la profitabilité marginale du capital décroît avec l'incertitude.

Sigma	H	B	E(y)
.02	.323	.144	-0.125
.03	.326	.142	-0.188
.04	.331	.141	-0.252
.05	.335	.140	-0.320
.10	.365	.133	-0.660
.20	.460	.125	-1.450

Conclusion.

Dans un premier temps, nous avons montré que si la fonction de production est linéairement homogène et les firmes considèrent le processus des prix comme exogène, l'impact de l'incertitude sur l'investissement est positif. Ceci s'explique par le fait que l'investissement est positivement lié à la valeur marginale de la firme et celle-ci est convexe dans les prix.

Nous avons aussi montré qu'une nouvelle théorie de l'investissement en incertitude met l'emphase sur l'irréversibilité de l'investissement, l'arrivée continue d'information supplémentaire sur l'environnement économique et la possibilité de report de la décision d'investir. Ces trois aspects, en incertitude, font apparaître un coût supplémentaire d'investissement: le coût de la perte de l'option de pouvoir décider d'investir plus tard. La valeur générée par l'investissement ne doit plus seulement couvrir le coût de l'investissement mais, aussi, le coût de la perte de l'option. L'accroissement de l'incertitude accroît le coût total des projets risqués et décourage l'investissement.

Une possibilité d'unification est d'intégrer l'irréversibilité dans le modèle de coût d'ajustement convexe. Nous avons présenté une version simplifiée du modèle d'Abel et Elehry (1993). Dans cette version, les coûts d'ajustement sont convexes et le prix d'acquisition d'une unité de capital est supérieur au prix de sa revente, ce qui crée une irréversibilité partielle. Nous avons alors montré que l'irréversibilité dans le modèle avec coût convexe génère donc l'inaction, mais l'accroissement de l'incertitude ne la prolonge pas, bien au contraire, il incite les firmes à agir et investir.

Pour récupérer le résultat essentiel de la théorie de l'irréversibilité, il faut que le profit soit non linéaire dans le capital de telle sorte que, la variation du stock du capital joue le rôle de variable de contrôle de la valeur marginale. C'est ce que nous avons tenté dans la deuxième section où nous avons supposé que les firmes sont organisées au sein d'une association qui coordonne les décisions d'investissement.

Cette hypothèse nous a permis d'avoir une fonction de profit non linéaire dans le capital et non nécessairement convexe dans la variable aléatoire. Nous avons alors montré que la profitabilité marginale est régulée par des barrières non absorbantes et dépendantes de l'incertitude. Le domaine d'inaction optimale (investissement nul) s'accroît avec l'incertitude. Ceci montre qu'à court terme, l'incertitude décourage l'investissement.

Annexe

Soit $\{Y_t\}$ un processus Brownien régulé à H et B et donc: $Y_t = Z_t(B_t/H_t)$, avec $\{Z_t\}$, $\{B_t\}$ et $\{H_t\}$ tels que définis dans le texte.

Par le lemme d'Ito, et puisque $(dH_t)^2 = (dB_t)^2 = 0$, on a:

$$dY_t = \frac{B_t}{H_t}\, dZ_t + \frac{Z_t}{H_t}\, dB_t - \frac{B_t Z_t}{H_t^2}\, dH_t$$

1. Si $\{Y_t\}$ n'était pas régulé, en posant $y_t = \log Y_t$ $(Y_t = e^{y_t})$, en notant $q^0(Y_t) \equiv E_t \int_0^\infty e^{-(r+\delta)s}\, e^{y_{t+s}}\, ds$ la valeur marginale de la firme en l'absence de tout contrôle et en remarquant que $\{y_t\}$ suit le mouvement Brownian arithmétique:

$$dy = (\gamma(\mu+\delta) - \frac{1}{2}\sigma^2)\, dt + \sigma\, dW$$

dW est l'accroissement d'un processus de Wiener. on a alors:

$$q^0(Y_t) = \int_0^\infty e^{-(r+\delta)s}\, E_t\{e^{y_{t+s}}\}\, ds = \int_0^\infty e^{-(r+\delta)s}\, e^{E_t\{y_{t+s}\} + \frac{1}{2} VAR\{y_{t+s}\}}\, ds$$

$$= \int_0^\infty e^{-(r+\delta)s}\, e^{y_t + (\gamma(\mu+\delta))s}\, ds = e^{y_t} \int_0^\infty e^{[-(r+\delta) + \gamma(\mu+\delta)]s}\, ds$$

Si la condition de convergence est vérifiée $r+\delta - \gamma(\mu+\delta) \geq 0$, alors:

$$q^0(Y_t) = \rho\, e^{\gamma y_t} = \rho\, Y_t^\gamma \quad ,$$

$$\rho = [r+\delta - \gamma(\mu+\delta)]^{-1}\, .$$

2. Si $\{Y_t\}$ est régulé à H et B, on a:

$$
\begin{aligned}
dq(Y_t) &= q'(Y_t)\, dY_t + \frac{1}{2} q''(Y_t)\, (dY_t)^2 \\
&= q'(Y_t)\{[\gamma(\mu+\delta) Z\, dt + \sigma Z\, dW_t] \frac{B_t}{H_t} + \\
&+ \frac{Z_t}{H_t} dB_t - \frac{Z_t B_t}{H_t^2}\} + \frac{1}{2} q''(Y_t)\, Y_t^2\, \sigma^2\, dt \\
&= [q'(Y_t)\gamma(\mu+\delta) Y_t + \frac{\sigma^2}{2} q''(Y_t) Y_t^2]\, dt + \\
&+ \sigma Y_t q'(Y_t)\, dW_t + q'(Y_t) Y_t [\frac{dB_t}{B_t} - \frac{dH_t}{H_t}]
\end{aligned}
$$

Remarquons que $\forall Y_t: B < Y_t < H$, $dB_t = dH_t = 0$. De plus, pour $Y_t = B \text{ ou } H$, on a les conditions suivantes aux bornes $q'(B) = q'(H) = 0$. (Voir Dumas 1991 et Dixit 1991).

Le terme suivant est donc toujours nul:

$$
q'(Y_t) Y_t [\frac{dB_t}{B_t} - \frac{dH_t}{H_t}]
$$

et on a finalement:

$$
\begin{aligned}
dq(Y_t) &= [q'(Y_t)\gamma(\mu+\delta) Y_t + \frac{\sigma^2}{2} q''(Y_t) Y_t^2]\, dt + \\
&+ \sigma Y_t q'(Y_t)\, dW_t
\end{aligned}
$$

4. En transformant cette expression en intégrale (voir l'interprétation des intégrales stochastiques dans Malliaris et Brock 1985, pp. 69-80), on a:

$$
\begin{aligned}
q(Y_t) &= q(Y_0) + \int_0^t [q'(Y_s)\gamma(\mu+\delta) Y_s + \frac{\sigma^2}{2} q''(Y_s) Y_s^2]\, ds + \\
&+ \int_0^t \sigma Y_s q'(Y_s)\, dW_s
\end{aligned}
$$

Les propositions 6 et 2 de Harrison (1985 p. 73-74), qui peuvent s'appliquer à ce cas par une simple transformation logarithmique de Y_t, permettent d'écrire:

$$e^{-(r+\delta)t} q(Y_t) = q(Y_0) + \int_0^t e^{-(r+\delta)s} \left[q'(Y_s)\gamma(\mu+\delta)Y_s + \right.$$
$$\left. + \frac{\sigma^2}{2} q''(Y_s)Y_s^2 - (r+\delta)q(Y_s)\right] ds +$$
$$+ \int_0^t e^{-(r+\delta)s} \sigma Y_s q'(Y_s)\, dW_s$$

Comme $r+\delta > 0$ et $q(Y_s)$ *et* $Y_s q'(Y_s)$ sont bornés, en introduisant l'espérance conditionnelle à l'information en t=0, et en faisant tendre le temps vers l'infini, on a:

$$-q(Y_0) = E_0\{\int_0^\infty e^{-(r+\delta)s} \left[q'(Y_s)\gamma(\mu+\delta)Y_s + \right.$$
$$\left. + \frac{\sigma^2}{2} q''(Y_s)Y_s^2 - (r+\delta)q(Y_s)\right] ds$$

Comme par définition $q(Y_0) \equiv E_0 \int_0^\infty e^{-(r+\delta)s}\, Y_s\, ds$, alors $q(Y_s)$ satisfait l'équation différentielle de second ordre non homgène suivante:

$$\gamma(\mu+\delta)q'(Y_s)Y_s + \frac{\sigma^2}{2} q''(Y_s)Y_s^2 - (r+\delta)q(Y_s) + Y_s = 0$$

et satisfait les conditions aux bornes $q'(B) = q'(H) = 0$.

5. On vérifie facilement que $q^0(Y_s)$ est une solution particulière de l'équation différentielle et la solution générale est:

$$q(Y_t;H,B) = \frac{1}{\rho}\{Y_t + C_1(H,B)Y_t^{\gamma_1} + C_2(H,B)Y_t^{\gamma_2}\}$$

Les constantes d'intégration $C_1(H,B)$, $C_2(H,B)$ sont déterminées à partir des conditions aux bornes $q'(B) = q'(H) = 0$.

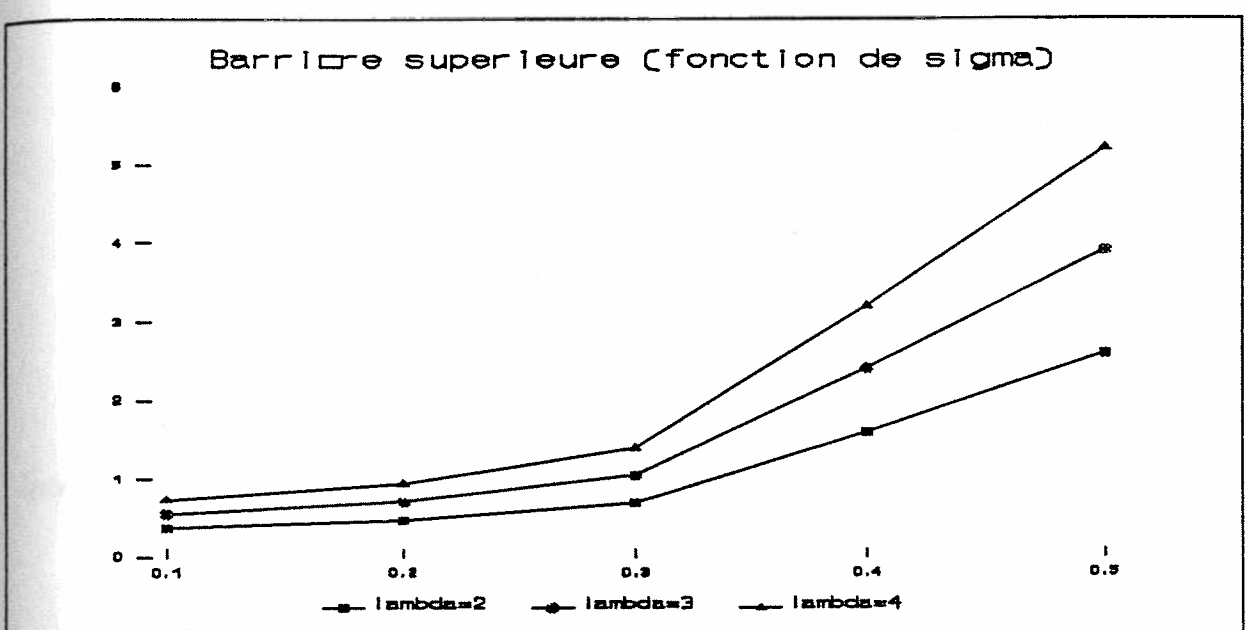


Figure 1

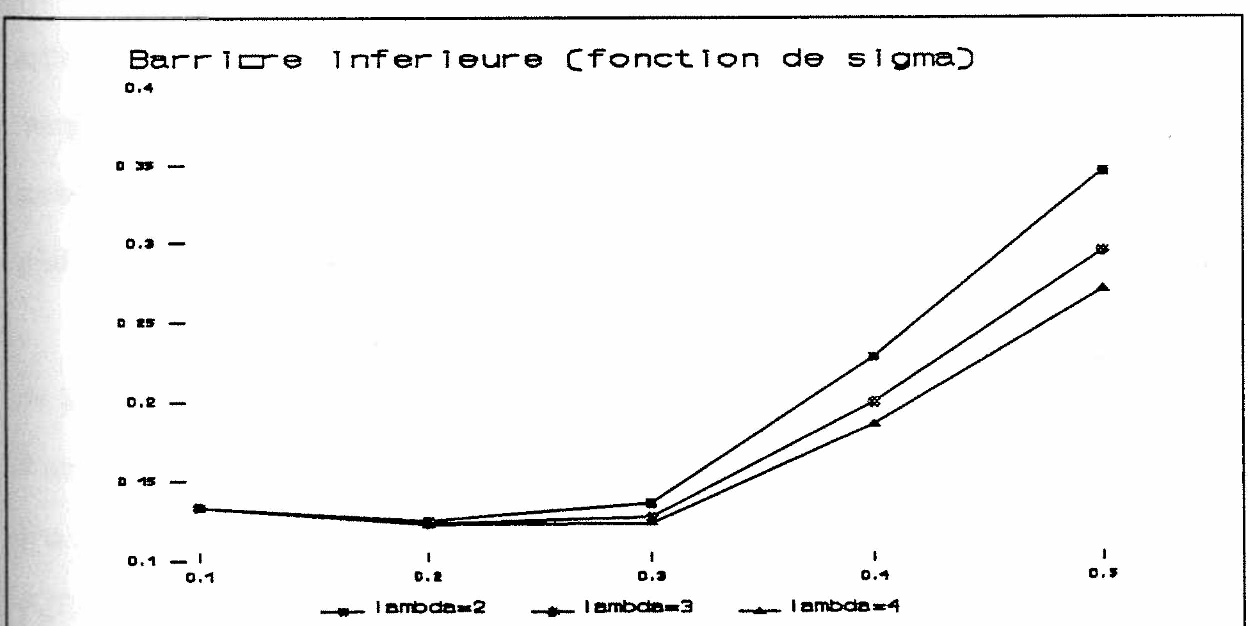


Figure 2

Chapitre 4.

Investissement et incertitude: quelques résultats empiriques.

Introduction.

Le modèle néoclassique statique de base et les premières études empiriques se sont concentrés sur la liaison entre l'investissement et le coût du capital. La dynamisation du modèle par l'introduction de certaines hypothèses concernant la technologie a donné naissance à ce qu'on appelle la q-théorie. La q-théorie ramène la décision d'investissement au rapport de la valeur marginale anticipée du capital à son coût de remplacement. Un rapport supérieur à la valeur un incite à l'investissement. La valeur marginale anticipée du capital est la somme actualisée des profitabilités marginales futures espérées par les dirigeants. Elle est donc non-observable.

Plusieurs solutions ont été proposées pour résoudre le problème de la non-observabilité de la valeur marginale. Une solution populaire est de l'approximer par la valeur moyenne, et d'utiliser l'information disponible sur le marché financier pour la mesurer. Cette solution a donné lieu à une riche littérature empirique autour de la liaison entre l'investissement et le Q de Tobin (QT). Parfois, les études empiriques ont confirmé les prévisions de la théorie, parfois elles les ont rejetées. Mais, souvent, elles ont trouvé, apparemment contre toute attente, une liaison forte et positive entre la liquidité et l'investissement (voir première section).

L'objectif que nous poursuivons dans ce chapitre n'est pas de vérifier la q-théorie ni la présence d'asymétrie d'information, mais d'estimer le signe et tester la significativité du lien entre l'investissement et l'incertitude. Dans la q-théorie, l'impact de l'incertitude sur l'investissement n'est pas direct. L'incertitude peut affecter l'investissement à travers son effet sur la valeur marginale du capital ou son coût de remplacement. Avec des hypothèses standards sur la technologie, la convexité de la profitabilité marginale du capital fait qu'un accroissement de l'incertitude accroît l'investissement. Les études empiriques de l'investissement et l'incertitude, dans le cadre de la q-théorie, sont très rares.

Un nouveau cadre théorique est de plus en plus retenu par les études empiriques: la théorie de l'investissement irréversible en incertitude. L'impact de l'incertitude sur l'investissement n'est toujours pas direct. Mais cette fois, l'incertitude affecte l'investissement à travers son impact sur le seuil de rentabilité exigé. L'accroissement de l'incertitude accroît le seuil de profitabilité marginale du capital exigé par les firmes et décourage l'augmentation de la capacité et l'entrée dans une industrie. Des études empiriques de plus en plus nombreuses essayent de mettre en évidence les prédictions de cette théorie à des niveaux agrégés. A notre connaissance, il n'existe qu'une seule étude empirique[1] sur la liaison incertitude-investissement au niveau désagrégé des firmes américaines.

La présentation et discussion des études empiriques constituent l'objet de la première section. Elles sont une introduction à la section suivante où la liaison entre l'investissement et l'incertitude est testée à partir de données d'entreprises canadiennes. Cette deuxième section discute les motivations théoriques derrière une spécification particulière de la fonction d'investissement, les résultats auxquels nous nous attendons et les hypothèses et méthodes

---

[1] Leahy et Whited (1993).

d'estimation. Elle présente aussi, et interprète, les résultats auxquels nous sommes parvenus, et qui se résument en ce qui suit: l'incertitude affecte négativement et significativement l'investissement irréversible (investissement en capital physique immobilisé) qui, par ailleurs, est positivement et significativement lié au Q de Tobin, mais pas au cash flow; par contre, l'investissement d'acquisition d'affaires (investissement très peu ou pas irréversible), fortement déterminé par le cash flow, est indépendant de l'incertitude à laquelle font face les firmes. Ces résultats confirment donc la théorie de l'investissement irréversible en incertitude.

Section 1. Investissement et incertitude: brève revue de la littérature empirique.

Les études empiriques sur l'investissement, durant les années soixante-dix, se sont surtout préoccupées de l'importance relative de certains déterminants de l'investissement: les prix (principalement le coût du capital), les quantités (principalement la production ou les ventes) et les chocs. Cette préoccupation s'explique par deux raisons. D'abord, il était important de tester la théorie néoclassique, qui lie le comportement de l'investissement seulement aux prix. Ensuite, d'un point de vue beaucoup plus pratique, il fallait vérifier si certaines politiques économiques, principalement la taxation qui affecte de façon directe le coût du capital, ont un effet significatif sur l'investissement.

Le modèle de base et les premières études empiriques se sont donc concentrés sur la liaison entre l'investissement et le coût du capital. Ils sont très brièvement présentées dans un premier paragraphe. Le modèle de référence supposait l'absence de délais de livraison, de temps de construction et de coût d'ajustement, l'existence d'une technologie particulière et une dépréciation géométrique à taux constant. La firme atteint alors instantanément son niveau de capital désiré (voir chapitre précédent, section 1). Pour rendre le modèle théorique explicitement dynamique, certains chercheurs ont supposé l'existence de délais de livraison ou de temps de construction; d'autres ont supposé l'existence de coûts d'ajustement strictement convexes. La dernière hypothèse a donné ce qui est communément appelée, la q-théorie.

La q-théorie ramène la décision d'investissement à l'écart entre le rapport de la valeur marginale anticipée du capital à son coût de remplacement (q-marginal) et 1. Si le rapport est supérieur (inférieur) à 1, l'investissement est positif (négatif). Quand la valeur marginale du capital est égale à son coût de remplacement, l'investissement est nul. Ces prédictions ont été testées par beaucoup d'études empiriques durant les années quatre-vingt. Ces études, qui ont généralement rejeté la théorie, ont été limitées par la non-observabilité du q-marginal. En effet, la valeur marginale du capital est la somme actualisée des profitabilités marginales futures. Le q-marginal est le rapport de cette somme, telle qu'anticipée par le décideur, au coût de remplacement du capital. Les anticipations des décideurs n'étant pas observables, le q-marginal ne l'est pas non plus.

Plusieurs solutions ont été proposées pour résoudre le problème de la non-observabilité du q-marginal. Une solution populaire est d'approximer la valeur marginale par la valeur moyenne, et d'utiliser l'information disponible sur le marché financier pour la mesurer (on parle alors de q-moyen). Cette approximation est exacte sous certaines conditions. Il en est question dans le deuxième paragraphe, ainsi que des résultats de quelques tests empiriques qui avaient essayé de construire un q-marginal sans recourir au q-moyen.

L'impact de l'incertitude sur l'investissement, dans la q-théorie, n'est pas direct; puisque le modèle ne contient pas, en plus du q-marginal, une variable explicative supplémentaire mesurant l'incertitude à laquelle fait face la firme. Si l'incertitude affecte l'investissement, ce sera donc à travers son effet sur le q-marginal. Tout dépend alors du signe de la dérivée seconde par rapport à la variable aléatoire, de la profitabilité marginale par rapport au capital. Connaître le signe de l'impact de l'incertitude revient donc à estimer la fonction de production et de demande et vérifier si les conditions de convexité de la profitabilité marginale sont vérifiées.

Le principal objectif de cette section est alors présenté dans le troisième paragraphe. Il s'agit de présenter et discuter les résultats des études empiriques récentes sur l'incertitude en tant que facteur déterminant du comportement de l'investissement. Ces études partent généralement de la théorie de l'investissement irréversible selon laquelle, si l'industrie est «raisonnablement» compétitive, alors l'accroissement de l'incertitude agrégée au niveau de l'industrie accroît le seuil de profitabilité marginale du capital exigé, par les firmes installées, avant d'augmenter leur capacité et, par les nouvelles firmes, avant d'entrer dans l'industrie.

Mais encore une fois, l'incertitude n'affecte pas directement l'investissement mais seulement à travers l'impact sur le seuil de rentabilité exigé. Comme on ne sait pas si un seuil élevé est plus vite atteint par un processus très volatile qu'un seuil plus faible ne l'est par un processus peu volatile, le sens de l'impact de l'incertitude sur l'investissement à long terme reste encore théoriquement non établi. Cependant, une conclusion, valable pour le court terme, peut être tirée: l'incertitude décourage l'investissement irréversible.

Les récentes études empiriques ont essayé de mettre en évidence les prédictions de cette théorie et ce, à différents niveaux d'agrégation. La présentation et discussion de ces études constituent l'objet du troisième paragraphe. C'est aussi une introduction à la section suivante où quelques aspects de la théorie de l'investissement en incertitude sont testés sur des données d'entreprises canadiennes.

1. Investissement et coût du capital.

Les premières études empiriques sur l'investissement testaient l'importance du coût du capital, et surtout de la fiscalité. Le modèle théorique de référence suppose l'absence de délais de livraison, de temps de construction et de coût d'ajustement. Il suppose aussi la réversibilité de l'investissement et l'existence d'une technologie Putty-Putty et une dépréciation géométrique à taux constant. L'investissement est une fonction de l'écart entre les niveaux du capital installé et du capital désiré (ou optimal). Le niveau de ce dernier est fonction des prix observés, de la demande et des chocs réalisés. Sous ces hypothèses, la firme atteint instantanément son niveau de capital désiré et n'a donc pas besoin de considérer le futur.

L'investissement net est donc égal à l'écart entre le capital désiré, K_t^* et le capital installé K_{t-1} . Le capital désiré est fonction de la quantité que la firme veut produire (liée à la demande) et du coût relatif du capital. L'investissement total est égal à l'investissement net plus l'investissement de remplacement $I_t = \delta K_{t-1} + \alpha\Delta(Y_t q_t^{-\sigma})$, où δ est le taux de dépréciation, α est le paramètre de technologie, Δ est le symbole de variation, y_t est la production et σ est l'élasticité de substitution entre le capital et le travail. Le coût du capital est $q_t = c_t(r_t+\delta)$, avec c_t prix unitaire du capital et r taux d'intérêt. La linéarisation de l'équation d'investissement donne le modèle à estimer suivant:

$$I_t = \delta K_{t-1} + \alpha \Delta Y_t - \sigma \alpha \Delta q_t + u_t \cdot$$

Durant les années soixante-dix, ce modèle a été estimé, sous différentes versions, à l'aide de données américaines. Souvent, le coût du capital contenait des paramètres de politiques économiques tels que le taux d'imposition des revenus des entreprises, taux de crédit d'impôt pour investissement et pour dépréciation. Le but de ces exercices était de quantifier l'importance relative des prix (principalement le coût du capital, avec ses composantes déterminées par la fiscalité) et des quantités (principalement la production ou les ventes, et donc la demande). Il s'est avéré alors que le coût du capital n'a qu'une influence modeste sur le comportement d'investissement et que les quantités ont un impact très important[2].

D'autres modèles plus récents ont lié de façon directe l'investissement à des variables de profitabilité et de demande, dans le but d'examiner l'importance de l'impact des taxes sur l'investissement. Ainsi, M. Feldstein (1982), en considérant le comportement de la firme comme une boite noire, a estimé le modèle suivant $I_t^N/Y_t = \beta_0 + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 P_{t-1} + u_t$ où R, rendement réel du capital net de dépréciation et d'impôt, mesure la profitabilité, net d'impôt, qui est sensée affecter les pourvoyeurs de fonds; P, indice d'utilisation de la capacité de production, mesure les fluctuations de la demande. Feldstein a conclu que les taxes avaient un effet significatif. Mais ce résultat a été critiqué par plusieurs chercheurs qui montraient que, après certaines corrections, l'effet des taxes est plutôt non-significatif[3].

La faiblesse du modèle de base, principalement son aspect statique, a incité certains théoriciens de l'investissement à construire un modèle de base explicitement dynamique; ce qui a donné la q-théorie de l'investissement, présentée dans le prochain paragraphe. La faible influence du coût du capital (taux d'intérêt et incitations fiscales y compris) sur le comportement de l'investissement, quant à elle, a incité plusieurs chercheurs à élaborer une réponse, de plus en plus confirmée par des études empiriques récentes, qui se résume par la phrase suivante: «dans un environnement incertain, la variabilité des taux peut importer plus que leur niveau». La discussion des résultats de ces nouvelles études fait l'objet du dernier paragraphe.

---

[2] voir Hall & Jorgenson (1971), Coen (1971), Bischoff (1971).

[3] voir Chirinko 1987, Junge & Zarinnejadan 1986, Summer 1988.

2. Tests empiriques de la q-théorie.

Durant les années 80, les études empiriques sur l'investissement disposaient d'un modèle théorique de référence explicitement dynamique. Ce paragraphe commence par une brève reconstruction du modèle standard de la q-théorie. Puis il présente les résultats empiriques de certains tests de la théorie. Enfin, ce paragraphe discute les problèmes et les extensions possibles.

La firme est supposée maximiser[4]

$$V_t = E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta_s \{ \pi(K_{t+s}, X_{t+s}) - G(I_{t+s}, K_{t+s}) - c_{t+s} I_{t+s} \}$$

$$I_{t+s} \equiv K_{t+s} - (1-\delta) K_{t+s-1}$$

avec:

$$\beta_s \equiv \prod_{i=0}^{s} (1+r_{t+i})^{-1}$$

où c_{t+s} *et* $G(I,K)$ représentent respectivement le coût d'acquisition en t+s d'une unité de capital et le coût d'ajustement, fonction aussi du niveau du capital installé. La variable de contrôle étant l'investissement, on a alors la condition de premier ordre suivante:

$$E_t\{V_K\} = c_t + G_I(I_t, K_t)$$

avec

$$V_K = \sum_{s=0}^{\infty} \rho_s [\frac{\partial \pi_{t+s}}{\partial K_{t+s}} - G_K(I_{t+s}, K_{t+s})]$$

$$\rho_s = \beta_s (1-\delta)^s$$

Pour rendre la fonction d'investissement plus explicite, il faut spécifier une fonction d'ajustement et résoudre le problème de l'anticipation de la somme actualisée des revenus marginaux futurs du capital, non-observable par définition. Un choix souvent retenu de la fonction de coût d'ajustement est $G(I,K) = \frac{\alpha}{2} \frac{I^2}{K}$. Dans ce cas, on a:

[4] Pour plus de détails, voir Chirinko (1993).

$$\frac{I_t}{K_t} = \frac{1}{\alpha}(\frac{E_t\{v_K\}}{c_t} - 1)\,c_t$$

Ainsi, si le rapport (dit q-marginal) entre les revenus futurs, anticipés et actualisés en t, générés par une unité de capital additionnelle et le coût d'acquisition de cette unité est supérieur (inférieur) à 1, alors l'investissement est positif (négatif). Il reste alors le problème de la non-observabilité de la valeur marginale anticipée du capital. Une solution populaire est d'approximer la valeur marginale par la valeur moyenne, et d'utiliser l'information disponible sur le marché financier pour la mesurer. Cette approximation n'est exacte que sous certaines conditions.

Dans ce cas, le q-marginal est égal au q-moyen, rapport entre la valeur de la firme sur le marché financier V_K et le coût du remplacement du capital installé $c_t K_t$. L'équation à estimer est alors:

$$\frac{I_t}{K_t} = \frac{1}{\alpha}(\frac{V_t}{c_t K_t} - 1)\,c_t + u_t$$

Une autre approche a été utilisée pour résoudre le problème de la non-observabilité de la valeur marginale, en imposant une représentation particulière de la profitabilité marginale du capital et en supposant les anticipations rationnelles. Supposons la fonction de coût d'ajustement indépendante du stock du capital et quadratique en l'investissement et supposant le profit linéaire dans le capital. Dans ce cas, la valeur marginale est $E_t(V_K) = \sum_{s=0}^{\infty} \rho_s E_t[\pi_K(X_{t+s})]$. En imposant une représentation autorégressive, de paramètre λ , au comportement de la profitabilité marginale[5] [6], et les anticipations rationnelles, on peut alors écrire $E_t \pi_K(X_{t+s}) = \lambda^s \pi_K(X_t)$.

[5] Abel (1983) et Abel & Elehry (1993) utilisent la même approche en temps continu, en supposant que la profitabilité marginale suit un mouvement Brownian géométrique.

[6] Abel (1983), Caballero (1991) et Abel et Elehry (1993) montrent que l'accroissement de l'incertitude (accroissement de la volatilité du processus stochastique) accroît la valeur marginale du capital et donc incite les firmes à investir davantage. Néanmoins dans le modèle, la volatilité est supposée constante et donc il ne peut y avoir

L'équation à estimer s'écrit alors:

$$I_t = \frac{1}{\alpha(1-\rho\lambda)} \pi_K(X_t) - \frac{1}{\alpha} c_t + u_t$$

et l'estimation, dans ce cas, se fait en deux étapes, d'abord estimer λ puis α .

Plusieurs études empiriques ont testé la première ou deuxième version du modèle de base. Les résultats, à partir de données agrégées ou de données sur les firmes, sont généralement non satisfaisants. Trois grandes faiblesses du modèle théorique ont été souvent rapportées. D'abord, la dynamique du modèle théorique semble inadéquate. En effet, les tests de spécification montrent l'existence statistiquement significative de corrélation sérielle entre les résidus et les variables endogènes et exogènes. Ensuite, la liquidité et la production sont significativement corrélées à l'investissement, alors que le modèle stipule que, conditionnellement au q-marginal, aucune autre variable n'a de relation systématique avec l'investissement[7]. Enfin, l'estimation de α est non raisonnablement grande; ce qui entraîne de très lents ajustements du capital à un écart non-anticipé entre la valeur «marginale» du capital et son coût moyen.

Mais le modèle théorique ne peut pour autant être rejeté. En effet, les études empiriques sont limitées par les difficultés de mesurer le stock de capital et son coût de remplacement. Une firme peut avoir une valeur supérieure au coût de remplacement de son capital, tel que ce dernier (le capital) est mesuré dans la comptabilité de la firme, sans pour autant avoir un q-moyen supérieur à l'unité. En effet, il suffit que d'autres actifs (capital humain de l'entrepreneur par

---

de chocs donc sur cette volatilité. Pour tester la proposition de l'effet positif de l'incertitude sur l'investissement, il faut vérifier si, pour deux firmes à volatilités différentes, toutes choses égales par ailleurs, la firme avec la volatilité plus grande investit plus. Sinon, il va falloir reprendre le modèle théorique de départ en supposant que la volatilité elle même suivre un processus stochastique donné. La méthode de résolution du problème d'optimisation avec volatilité stochastique est développée en finance mais n'a pas encore été, à ma connaissance, utilisée dans la théorie de l'investissement en incertitude.

[7] Chirinko (1993) montre que la pertinence de ces critiques dépend des propriétés du terme de l'erreur dans le modèle estimé et de la technique d'estimation.

exemple) soient pris en considération par le marché et pas par l'économètre. De plus, la valeur de la firme sur le marché V_t peut être différente de la valeur fondamentale $E_t(V_K)K$ [8].

Plusieurs études ont essayé de corriger les faiblesses des tests empiriques. Ainsi, au niveau agrégé, une des études empiriques les plus sophistiquées est celle d'Abel et Blanchard (1986). Ces auteurs construisent prudemment des q-marginaux et traitent les anticipations de façon à neutraliser leur influence sur le résultat économétrique. De plus, ils considèrent le coût du capital comme stochastique. Les résultats sont aussi peu satisfaisants que ceux des études moins sophistiquées. Les auteurs concluent alors que les données sont «non sympathiques» au modèle théorique.

Au niveau désagrégé des firmes, R. Blundell, S. Bond, M. Devereux et Schiantarelli (1992) ont, dans le calcul du q-moyen, retranché de la valeur sur le marché la valeur présente anticipée des taxes épargnées par la dépréciation et ont ajouté à la valeur présente anticipée de tous les cash flows associés à l'endettement. Ces auteurs, en utilisant les données de 532 firmes anglaises entre 1975 et 1986, ont estimé le modèle par deux méthodes différentes (estimation avec l'hypothèse que Q est exogène et estimation avec la méthode GMM, avec l'utilisation des variables passées comme instruments). La comparaison des résultats des deux méthodes d'estimation révèle la robustesse du modèle. L'effet du q-moyen corrigé, quoique faible, est significatif. Les auteurs ont aussi introduit la liquidité et la production et ont montré qu'elles sont

---

[8] Rappelons la multitude d'hypothèses qui permettent l'approximation du q-marginal par le q-moyen: technologie à rendements constants, taux de dépréciation géométrique, fonction de profit linéaire dans le capital, fonction d'ajustement homogène dans K et I (voir Hayashi 1982 et Abel & Elehry (1993); perfection de la concurrence dans le marché du produit (sans cette hypothèse, le rendement marginal du capital est alors inférieur au rendement moyen. Voir Schiantarelli & Georgoutsos (1990) pour la q-théorie en concurrence monopolistique); perfection informationnelle sur le marché financier (voir, pour les conséquences sur l'investissement de la présence du risque moral et de la sélection adverse dans ce marché, Stiglitz & Weiss (1981)) et efficience informationnelle (absence de bulles dans la valeur boursière).

significativement liées à l'investissement.

L'impact de l'incertitude sur l'investissement, dans la q-théorie, n'est pas direct. Connaître le signe de l'impact de l'incertitude revient à estimer la fonction de production et de demande et vérifier si les conditions de convexité de la profitabilité marginale sont vérifiées. L'exercice est presque impossible. T. M. Horbulyk (1990) montre, en évaluant les dérivées secondes de la profitabilité marginale du capital pour un échantillon de plusieurs milliers de fermes de l'industrie ouest-canadienne de «Bétail», que la profitabilité marginale du capital est convexe dans les variables aléatoires (surtout les prix). En effet, il trouve que les signes des dérivées secondes sont «généralement» positifs. Un accroissement de l'incertitude encourage donc l'investissement des fermes neutres au risque. Ceci, selon l'auteur, semble expliquer la contraction de l'investissement suite à l'introduction du «système tripartite de stabilisation des prix»[9]; système qui réduit la dispersion des prix et des rendements. Cette étude ne peut être considérée comme concluante puisque les signes des dérivés ne sont établis qu'en un point; de plus, il s'agit de constatations non testées au sens statistique.

[9] pour plus de détails concernant ce système, voir Horbulyk (1990).

3. La q-théorie et la liquidité.

Certaines recherches, en retenant le cadre du modèle de base, ont proposé des extensions qui permettent de rationaliser l'introduction de la liquidité dans la fonction d'investissement, en plus du q-marginal. Ainsi, en se basant sur les prédictions de la théorie des contrats financiers en présence d'asymétrie d'information, V. G. Stevens (1993), dans le cadre du modèle de base de la q-théorie, suppose le coût de la dette croissant avec le montant de l'investissement. Il obtient alors une fonction d'investissement où la liquidité de la firme est un argument supplémentaire. Schaller (1993) a aussi introduit des contraintes de financement dans le programme d'optimisation de la firme, dans le cadre d'un test de la présence de l'asymétrie d'information. Il confirme encore une fois, comme la majorité des études empiriques précédentes sur la même question, l'influence significative du cash-flow sur l'investissement, ce qui semble confirmer l'hypothèse d'existence d'asymétrie d'information sur les marchés financiers.

Comme la valeur «fondamentale» de la firme (q-marginal fois le capital) peut alors être différente de sa valeur sur le marché financier, certains travaux se sont posés la question de savoir, laquelle des deux devrait être considérée par les dirigeants des firmes lors de la prise de décision d'investissement. Là encore, les conclusions divergent.

Bosworth (1975) stipule que les décideurs devraient considérer la seule valeur fondamentale de la firme (c-à-d la valeur telle qu'ils l'anticipent eux même). Par contre, Fisher & Merton (1984) pensent que l'investissement devrait plutôt être relié à la valeur de la firme telle qu'elle est perçue par le marché. Rhee & Rhee (1991) montrent, à partir de données de 297 firmes américaines, sur la période 1963-1988, que les décideurs réagissent beaucoup plus à la valeur fondamentale qu'à la valeur du marché. Cependant, en contrôlant pour la valeur fondamentale, la valeur du marché continue d'avoir un effet significatif. S'agit-il d'un effet de «bulles» sur l'investissement, à travers la disponibilité, ou non, des sources de financement? Mais le résultat le plus intéressant est que le pouvoir d'explication des deux valeurs est négligeable devant l'effet spécifique à chaque firme.

Blanchard, Rhee & Summers (1993) montrent que les dirigeants qui se préoccupent de l'intérêt des actionnaires à long-terme devraient compter sur leur propre évaluation de la firme, alors que les dirigeants de firmes dont les actionnaires s'intéressent au gain de court terme devraient prendre en compte plutôt la valeur de la firme telle qu'évaluée par le marché. En analysant les données américaines agrégées, sur 90 ans, ces auteurs montrent que les variations d'investissement sont significativement liées aux variations de la valeur fondamentale, aussi bien que de la valeur de marché, avec, cependant, une élasticité plus grande dans le cas de la valeur fondamentale. Quand les régressions contiennent, en plus des valeurs de la firme, son profit courant, les auteurs montrent alors que le profit courant explique mieux la variation du taux d'investissement que la variation de la valeur de la firme. Une conclusion, qui renforcerait la thèse de l'imperfection du marché financier, serait que le profit courant joue un rôle essentiel dans la détermination de l'investissement à travers le cash-flow, dans le cas où les firmes préfèrent financer, en premier lieu, l'investissement par les gains retenus.

4. Théorie de l'investissement irréversible en incertitude: Evidences empiriques.

Selon la théorie de l'investissement irréversible en incertitude, si l'industrie est «raisonnablement» compétitive, l'accroissement de l'incertitude accroît le seuil de profitabilité marginale du capital exigé, pour les firmes installées, avant d'augmenter leur capacité et, pour les firmes nouvelles, avant d'entrer dans l'industrie. Cependant, une conclusion peut être tirée: l'incertitude décourage, à court terme, l'investissement irréversible. En effet, une firme qui serait prête à investir, parce que sa profitabilité avait atteint le seuil critique, reporte son investissement suite à l'accroissement de la volatilité. Récemment, quelques rares études empiriques ont essayé de mettre en évidence les prédictions du modèle et ce, à différents niveaux d'agrégation.

Au niveau de l'industrie, Harchaoui (1993) montre que la théorie de l'investissement irréversible semble bien prédire le comportement d'investissement de certaines firmes minières canadiennes. En construisant une série de valeurs de projets d'investissement à des dates où l'investissement n'était pas nécessairement effectué, il a pu comparer ces valeurs avec la valeur critique préconisée par la théorie, et vérifier si les firmes investissent quand la valeur du projet atteint la valeur théorique critique. Il a trouvé que dans 58% des cas, les firmes se sont comportées comme le prévoit la théorie. Cependant, ce résultat est peu concluant puisqu'il ne s'agit que d'une constatation qui n'a pas été testée au sens statistique du terme. De plus, l'échantillon est très réduit (12 firmes avec 12 décisions d'investissement «majeur»); ce qui fait que seulement 7 firmes sur 12 se sont comportées comme l'avait prévu le modèle d'investissement irréversible.

Dans une étude plus récente, Hurn et Wright (1994) montrent, en utilisant les données sur l'industrie du pétrole de la mer du nord, une industrie aussi irréversible que l'industrie minière par exemple, que la variabilité du prix du pétrole n'a aucun effet statistiquement significatif sur la durée entre le moment où un site est découvert et le moment de sa mise en développement; alors que la théorie de l'investissement irréversible prédit un effet positif de la variabilité du prix sur la durée entre la découverte et le développement.

Pindyck et Caballero (1992) montrent que le seuil de rendement exigé est une fonction croissante de la variabilité de la profitabilité marginale du capital dans les industries de transformation américaines. L'idée du test est simple. Il s'agit de calculer, pour chacune des 29 années (entre 1958 et 1986), la profitabilité marginale de 20 industries à 2 chiffres et les 443 activités à 4 chiffres qui les constituent. Sous certaines hypothèses, ce calcul peut être fait à partir de données concernant la valeur réelle de la production, du capital, matériel et travail et leurs prix-déflateurs correspondants. Il s'agit ensuite de construire une approximation du seuil de rentabilité exigé avant d'investir; les auteurs considèrent alors les valeurs maximales de la série des profitabilités marginales, avec plusieurs variantes. Enfin, les auteurs calculent la dispersion de la profitabilité comme mesure de l'importance de volatilité et donc d'incertitude et vérifient si les industries à volatilité élevée ont un seuil de rentabilité exigé plus important. Il semble alors que l'incertitude agrégé (écart-type des profitabilités marginales des industries) affecte positivement le seuil de rentabilité exigé (maximum des profitabilités marginales ou la moyenne des 3 ou 6 profitabilités maximales).

Ce genre de vérification empirique ne peut être considéré que comme indicatif et peu concluant. En effet, indépendamment de la théorie et de ses prédictions, une plus grande variabilité dans une série est le résultat d'existence de valeurs extrêmes plus éloignées. Pindyck et Caballero ont essayé d'éviter ce problème en construisant d'autres approximations du seuil en question. Mais le problème le plus important, et qui n'a pas été traité par les auteurs, est que la variabilité qui compte dans la prise de décision n'est pas celle calculée ex-post mais plutôt celle qui est anticipée par les décideurs. Il se peut très bien, dans ce cas, que la variabilité ex-ante soit faible, et donc le seuil aussi, alors que la variabilité ex-post, qui n'affecte en rien le seuil en question (à moins de supposer les anticipations prendre en compte les réalisations pour corriger les attentes futures), soit élevée. Enfin, ce genre de vérification ne renseigne pas sur ce qui nous importe le plus, à savoir, le lien entre l'incertitude et l'investissement.

Certaines études empiriques ont testé la théorie à partir de données agrégées au niveau de l'économie nationale dans son ensemble. Ainsi, il existe une littérature qui étudie et teste le lien entre l'investissement privé et l'incertitude macro-économique (Voir Rodrick 1991). Certaines observations ont suscité l'intérêt pour ce genre de préoccupation. En effet, dans plusieurs pays du tiers-monde, malgré la libéralisation, la baisse du coût du capital et la mise en place d'incitations diverses, l'investissement privé ne semble pas augmenter comme prévu. Pour expliquer ces constatations, G. Morisset (1993) construit un modèle théorique où l'investissement privé dépend des variances des prix (de l'ouput et du capital) et de leur covariance et le teste dans le cas de l'économie chilienne. Il montre alors que l'accroissement de l'incertitude (variance du coût du capital par exemple) décourage de façon aussi importante l'investissement que la baisse du coût du capital ne l'encourage. Les investisseurs sont donc aussi sensibles à l'incertitude sur le coût du capital qu'à son niveau espéré.

Ce résultat a des implications importantes au niveau des politiques économiques. Pour qu'une politique ait un impact sensible, il faut qu'elle arrive à plus que compenser l'effet de la dispersion par une baisse radicale du coût espéré. Le coût d'une telle politique qui veut encourager l'investissement privé en réduisant le coût du capital, si elle accroît sa volatilité, peut alors être exorbitant. Une politique moins coûteuse serait de réduire l'incertitude macro-économique par des engagements, de long terme, clairs et crédibles[10].

Mais, au niveau des firmes, très peu de travaux empiriques ont été menés jusqu'à maintenant. Une approche prometteuse a été poursuivie par Leahy et Whited (1993). Pour 600 firmes de la banque de données COMPUSTAT, et pour la période 1982-1987, ils mesurent l'incertitude à laquelle fait face une firme par les variances annuelles anticipées des rendements journaliers.

Comme l'anticipation des variances futures est non-observable, Leahy et Whited supposent que ces variances suivent un processus stochastique stationnaire avec une représentation auto-régressive d'ordre fini. En utilisant la loi des anticipations itératives, les auteurs arrivent à calculer des prévisions de variances qui sont alors intégrées dans l'équation de l'investissement.

Les auteurs commencent par montrer que le taux d'investissement est significativement et positivement lié au q-moyen. Puis, ils montrent que la variance des rendements, mesure de l'incertitude, influence négativement et significativement le taux d'investissement. Ils montrent enfin que l'introduction des deux (q-moyen et variance) rend la variance non significative. Ils en concluent que si l'incertitude affecte l'investissement, ce serait à travers l'impact sur le q-moyen. Ils montrent alors qu'effectivement, l'accroissement de l'incertitude affecte de façon importante, significativement négative, le q-moyen[11].

---

[10] Pindyck & Solimano (1993), suivant la méthodologie de Caballero & Pindyck (1992) et analysant les données, sur 28 ans, de 30 pays (dont 14 sont des PVD), concluent que la volatilité décourage l'investissement, surtout dans les PVD.

[11] Ces résultats sont importants dans la mesure où ils permettent de cerner la relation entre incertitude et investissement de plus en plus près. Sauf qu'il y a un problème de consistance théorique. En effet, les modèles théoriques que l'on veut tester, cités par ailleurs au début de l'étude par les auteurs, considèrent la variabilité constante. Il n'est pas clair que le fait de considérer une variabilité stochastique ne change pas la formulation du modèle, voir ses prédictions.

Section 2. Investissement et incertitude: Cas de certaines entreprises canadiennes.

Leahy et Whited (1993) ont testé les prévisions de trois modélisations différentes de la liaison entre l'incertitude et l'investissement: effet positif (prévision de la théorie des coûts d'ajustement convexes), effet négatif (prévision de la théorie de l'investissement irréversible et du CAPM). Ils ont mesuré l'incertitude à laquelle fait face une firme par la variance annuelle anticipée des rendements journaliers de son action (pour tester les prévisions des deux premiers modèles) et par la covariance des rendements de l'action avec les rendements journaliers du marché (pour les prévisions du CAPM). Ils ont alors montré que le taux d'investissement est positivement et significativement lié au q-moyen et est négativement et significativement influencé par la variance des rendements. Par contre, la covariance ne semble pas avoir d'effet significatif sur l'investissement. Ils en concluent que les données ne peuvent confirmer que la théorie de l'investissement irréversible en incertitude.

Nous pensons que si l'étude de Leahy et Whited (1993) infirme les conclusions de la théorie des coûts d'ajustement convexes et du CAPM, elle ne peut prétendre confirmer la théorie de l'investissement irréversible. En effet, l'effet négatif de la variance sur l'investissement peut être dû à l'aversion au risque et non pas à la conjonction de l'incertitude et de l'irréversibilité. Il suffit que les hypothèses du CAPM, souvent critiquées, soient non satisfaites et que le choix de portefeuille soit tel que la variance, combinée ou non avec la covariance, soit prise en compte par les investisseurs sur le marché financier.

Pour pouvoir isoler l'effet de l'irréversibilité en incertitude de celui de l'aversion au risque, deux approches peuvent être poursuivies. La première consiste en la division de l'échantillon des firmes en deux: celles avec un capital «très» irréversible et celles avec un capital «peu» ou pas irréversible. Si la variance influence négativement l'investissement des premières sans affecter celui des dernières, alors la théorie de l'investissement irréversible en incertitude ne peut effectivement être rejetée. La deuxième approche consiste en la distinction, dans l'investissement de chaque firme, d'une composante qui est irréversible et une composante qui ne l'est pas. La première composante devrait être découragée par l'incertitude plus que la deuxième, si la théorie de l'investissement irréversible est la bonne modélisation de la liaison entre l'incertitude et l'investissement. Nous poursuivons la dernière approche dans cette étude.

Nous commençons par discuter les motivations théoriques derrière la spécification particulière, que nous avons retenue, de la fonction d'investissement, ainsi que les résultats auxquels nous pouvons nous attendre. Ensuite, nous présentons quelques remarques économétriques concernant les hypothèses et méthodes d'estimation[12]. Dans un troisième point, nous présentons et discutons les définitions et les mesures des variables. Nous présentons enfin les résultats auxquels nous sommes parvenus.

---

[12] Les outils économétriques utilisés ont été développés par Hsiao (1986), Holtz-Eakin, Newey et Rosen (1988) et Arellano et Bond (1988).

1. Le modèle.

Nous avons montré que la q-théorie lie positivement l'investissement au rapport de la valeur marginale du capital (généralement non observable) à son coût marginal. Nous avons vu que, sous certaines conditions, la valeur marginale est exactement égale à la valeur moyenne du capital. Cette dernière variable est définie comme étant le rapport de la valeur de la firme (somme actualisée des profits futurs espérés) à son stock de capital installé. Le q-marginal est alors égal au q-moyen, c'est-à-dire la valeur de la firme rapportée au coût de remplacement du capital. Sous des conditions supplémentaires, la valeur de la firme est égale à sa valeur sur le marché financier. Dans ce cas, le numérateur du q-moyen est observable. Le dénominateur (coût du remplacement du capital installé) est, en principe, calculable. Nous notons, par la suite, le q-moyen QT. QT est alors notre première variable explicative de l'investissement.

La majorité des études empiriques testant la q-théorie considère aussi le cas où le cash-flow courant, considéré comme indicateur de la liquidité de l'entreprise, est introduit comme variable explicative dans la fonction d'investissement. En effet, le cash-flow peut jouer le rôle de signal de bonnes perspectives de développement de la firme et, surtout, le rôle de source de financement dans le cas où les fonds «externes» sont rares ou «très» couteux, notamment à cause des imperfections du marché financier (voir section précédente). Les études empiriques ont alors montré que le cash-flow a souvent un effet significatif plus important que le q-moyen. Nous notons par la suite le cash-flow CF et il sera notre deuxième variable explicative.

Une troisième variable explicative, celle qui nous intéresse le plus dans cette étude, a retenu notre attention; il s'agit du «niveau» d'incertitude auquel fait face une firme donnée.

Comme, en pratique, les sources d'incertitude sont multiples[13], il faut alors construire un indice du «niveau global» d'incertitude pour une firme et tester si les firmes qui font face au niveau global d'incertitude le plus élevé investissent moins. Cet indice devrait pondérer les différentes sources d'incertitude par leurs importances relatives pour la firme en question. Etant donné l'état de l'information dont nous disposons, la construction de cet indice est presque impossible. Il aurait fallu, par exemple, bien connaître la fonction de demande par destination (produit exporté ou non) et la structure des coûts par origine (inputs importés ou non) si on veut déterminer l'importance relative de l'incertitude sur le taux de change dans l'incertitude totale à laquelle fait face une firme particulière. Il faudrait aussi disposer d'une liste détaillée des prix par «produit» utilisé ou vendu. Ces informations, quand elles sont observables, ne nous sont pas disponibles.

Il faudrait alors utiliser un moyen détourné pour approximer, le mieux possible, le niveau d'incertitude à laquelle fait face une firme donnée. Si nous supposons que le marché financier est parfait, les investisseurs (financiers) ont alors autant d'information que les dirigeants de la firme, la variabilité des rendements de la firme sur le marché financier reflète alors l'incertitude à laquelle font face les dirigeants de la firme. Une variance très élevée des rendements révèle donc une grande incertitude. Cet indicateur, en plus de sa forte corrélation avec le degré d'incertitude de l'environnement de la firme, a l'avantage d'être facile à calculer. Nous montrons, par la suite, comment construire cet indicateur et les diverses interprétations possibles qu'on peut lui assigner.

Mais, si la décision d'investissement est prise au début de l'année, l'incertitude dont il s'agit n'est plus la variabilité ex-post des rendements réalisés mais bien la variabilité ex-ante,

[13] Niveaux des différents prix (prix du capital physique, du travail, des différents autres inputs, de vente, taux d'intérêt, de change, etc); découvertes et développement de substituts; goût des consommateurs; réglementation; etc.

telle qu'anticipée par la firme (les dirigeants). Comme l'anticipation est non observable, il faut alors supposer une dynamique quelconque qui permet de générer les prévisions, supposées rationnelles, des dirigeants[14].

Cependant, dans les situations où les investisseurs et les dirigeants n'ont pas les mêmes informations, la variabilité du rendement de l'action de la firme peut avoir d'autres origines (spéculation par exemple) que la variabilité de «la valeur fondamentale» et l'incertitude de l'environnement de la firme. De ce fait, et si l'investissement est décidé exclusivement au sein de la firme, seule la variabilité de la valeur fondamentale compte. Mais la firme ne peut pas tout à fait ignorer le marché et l'investissement n'est généralement pas décidé exclusivement au sein de la firme, surtout si la contrainte de liquidité est serrante. La firme devrait donc tenir compte du marché auquel elle peut avoi recours pour financer ses propres projets d'investissement.

Dans ce cas, nous supposons que les investisseurs, averses au risque, réduisent la demande d'un actif si la covariance de son rendement avec le rendement du marché (CAPM) ou la variance de son rendement (autre modèle que le CAPM de choix d'actifs risqués basé sur l'aversion au risque et dans lequel la variance importe) augmentent. Les dirigeants, sans fonds, réduisent leur investissement[15].

---

[14] Nous avons suivi pour cela la méthodologie développée notamment par Holtz-Eakin, Newey et Rosen (1988) pour estimer le salaire anticipé, dans le cadre d'une estimation de l'offre de travail; par Leahy et Whited (1993) pour approximer la variance anticipée dans le cadre d'une vérification empirique sur données microéconomique de la théorie d'investissement irréversible et par Mulkay et Van Audenrode (1994) pour approximer la demande anticipée par les firmes dans le cadre d'une vérification empirique de la théorie «insider-outsider». Pagano, Moss et Boggess (1994) développent une autre méthode d'approximation par simulation des prévisions ex-ante de l'incertitude, pour des études empiriques sur données agrégées.

[15] Dans les modèles d'équilibre général avec actifs risqués (notamment le CAPM), la véritable mesure du risque d'un actif pour un investisseur averse au risque est la covariance du rendement de l'actif avec le rendement du marché. Puisque moins un actif est corrélé avec le marché, plus il a une valeur d'assurance contre le risque systématique, les investisseurs exigent alors un rendement espéré faible de l'actif qui ne covarie pas (ou covarie négativement) avec le marché. Cependant, il faut distinguer deux sources différentes d'incertitude. L'incertitude systématique et l'incertitude particulière dont la source est un actif particulier dans un portefeuille donné. L'accroissement de l'incertitude systématique augmente l'épargne de précaution et la demande d'actif-assurance contre le risque systématique. Et même indépendament de l'effet-épargne, cet accroissement peut entrainer une

Quatre indicateurs, au moins, sont alors possibles. Le premier est la variance des rendements de la firme sur le marché financier (pour les investisseurs et pour la firme). Le deuxième est la variance telle qu'elle peut être anticipée par la firme (les dirigeants). Le troisième est la covariance entre les rendements de la firme sur le marché financier et le rendement de ce même marché. Le quatrième est cette même covariance mais, cette fois, telle qu'elle est anticipée par les investisseurs, au début de la période.

Enfin donc, avec l'incertitude comme troisième variable explicative, le modèle à tester s'écrit, en notant le niveau du risque par R (variance ex-post ou ex-ante ou covariance):

$$(I/K)_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \, QT_{it} + \alpha_2 \, CF_{it} + \alpha_3 \, R_{it} + u_{it}$$

$$i{:}1..N \; ; \; t{:}1...T$$

où I est l'investissement, K le stock de capital installé, N le nombre de firmes et T le nombre de périodes (années). Dans l'investissement, I, nous avons distingué deux composantes: IK (investissement suffisament irréversible) et IA (investissement non irréversible). Nous testons alors la théorie de l'investissement irréversible en incertitude en vérifiant si IK est beaucoup plus sensible aux différentes mesures de l'incertitude que IA.

La spécification précédente de la fonction d'investissement suppose des ordonnées constantes et des pentes fixes. En fait, la spécification la plus générale, en supposant tout de même la linéarité, suppose que les ordonnées et les coefficients de régression dépendent du temps et des firmes. Elle s'écrit comme suit:

---

réallocation dans les portefeuilles des actifs dont le rendement est corrélé avec le marché vers les actifs dont les rendements ne sont pas corrélés ou négativement corrélés avec les rendements du marché. Par contre, l'accroissement de l'incertitude sur le rendement d'un actif particulier, avec la même espérance de rendement, entraîne une réallocation de l'investissement vers un actif dont l'espérance de rendement est comparable, avec une variabilité plus faible. Comme le risque principal dont il s'agit ici est celui auquel fait face une firme particulière, le degré de variabilité des rendements affecte négativement le montant et les conditions alloué par le marché.

$$(I/K)_{it} = \alpha_{0t} + \alpha_{0i} + \alpha_{1it}\, QT_{it} + \alpha_{2it}\, CF_{it} + \alpha_{3it}\, R_{it} + u_{it}$$

Or, considérer des pentes différentes dans le temps et selon les firmes, est une hypothèse très incohérente avec notre hypothèse d'existence d'un comportement standard. Aussi, nous considérons les coefficients fixes par la suite. D'un autre côté, il faut reconnaître que les «conditions initiales» omises et les styles de gestion non observables sont très différents d'une firme à l'autre. Aussi, nous considérons les ordonnées variables dans le temps et à travers les individus (firmes), mais non aléatoires. La considération de l'existence d'effets spécifiques aux firmes nous permet d'éviter les biais d'estimation causés par l'omission de variables explicatives, non retenues, corrélées avec les variables explicatives retenues[16]. Le modèle que nous avons retenu pour l'estimation s'écrit alors:

$$(I/K)_{it} = \alpha_0 + \alpha_{0i} + \alpha_1\, QT_{it} + \alpha_2\, CF_{it} + \alpha_3\, R_{it} + u_{it}$$

[16] Nous avons effectué le test-Fisher de l'hypothèse des ordonnées et pentes constantes, conditionnellement à l'hypothèse des pentes constantes et ordonnées variables selon les individus (voir Hsiao 1986). Le F calculé (de l'ordre de 9.67) est supérieur au F théorique (de l'ordre de 1.2, avec les degrés de liberté de 203 et 815). L'hypothèse d'ordonnées variables ne peut donc pas être rejetée. Par contre, l'introduction des dummy pour le temps ne semble pas nécessaire, puisque ces dummy sont toujours non significatives.

2. Remarques économétriques.

Nous avons deux types de spécification à estimer. La spécification de l'équation d'investissement et la spécification de l'équation dynamique qui permet l'approximation de la variabilité anticipée (ou de la covariance). L'estimation de l'équation d'investissement peut se faire sans avoir à estimer autant d'ordonnées que de firmes dans l'échantillon. En effet, l'effet spécifique à la firme est éliminé de l'équation quand on transforme les variables en différences premières ou en écarts à la moyenne temporelle par firme. Nous avons retenu les écarts aux moyennes. Le modèle estimé s'écrit:

$$(I/K)_{it} - I/K_{i.} = \alpha_1 \, (QT_{it} - QT_{i.}) + \alpha_2 \, (CF_{it} - CF_{i.}) + \alpha_3 \, (R_{it} - R_{i.}) + v_{it}$$

Quant à la variance anticipée par les dirigeants, mesure éventuelle du degré d'incertitude à laquelle fait face la firme, elle est non observable. Nous l'avons approximé par une variance rationnellement prévue, en supposant la variance suivre un processus autoregressif d'ordre 1. Nous avons alors construit une prévision, au début d'une période, de la variance de cette période. En notant la variance des rendements journaliers V, le modèle de base retenu pour l'estimation s'écrit:

$$V_{it} = \phi_{0t} + \phi_{0i} + \phi_{1t} \, V_{i\,t-1} + \xi_{it}$$

Sous les contraintes d'orthogonalité suivantes:

$$E(V_{is}\, \xi_{it}) = E(\phi_{0i}\, \xi_{it}) = 0 \qquad \forall\ s < t$$

Remarquons que nous permettons, dans un premier temps, aux coordonnées de varier avec le temps et les firmes et aux pentes de varier avec le temps. Par la suite, nous supposons que les coefficients du processus sont stationnaires et donc nous imposons des contraintes de linéarité ramenant le nombre de coefficients à estimer à trois.

Nous ne pouvons plus éliminer l'effet spécifique par la transformation des variables en écarts aux moyennes. Cette procédure donnerait des estimateurs non convergents du fait de la présence de la variable endogène décalée (voir Nickell, 1981). Nous utilisons alors les premières différences pour éliminer l'effet spécifique. Le modèle transformé s'écrit:

$$V_{it} = \Delta\ \phi_{0t} + (1+\phi_{1t})\ V_{it-1} - \phi_{1t-1}\ V_{it-2} + \Delta\ \xi_{it}$$

$$\forall\ i, \qquad \forall\ t{:}3...T$$

$$\Delta\ \xi_{it} = \xi_{it} - \xi_{it-1}$$
$$\Delta\ \phi_{0t} = \phi_{it} - \phi_{it-1}$$

Les contraintes d'orthogonalité précédentes impliquent que la première différence des termes de l'erreur satisfait la condition d'orthogonalité suivante:

$$E\ \{\ V_{is}\ \Delta\ \xi_{it}\ \} = 0 \qquad \forall\ s < t - 1$$

Pour estimer cette équation, nous avons utilisé la procédure développée par Holtz-Eakin, Newey et Rosen (1988) et Arellano et Bond (1988). Cette procédure permet d'estimer les modèles dynamiques à partir de données de panel caractérisées par un nombre important de firmes et un nombre faible de périodes.

Soit

$$W_{it} = [\ 1\ ,\ V_{it-1}\ ,\ V_{it-2}\ ]$$

$$B_t = [\ \Delta\ \phi_{0t}\ ,\ 1+\phi_{1t}\ ,\ \phi_{1t-1}\ ]$$

On a:

$$V_{it} = W_{it}\, B_t + \Delta\ \xi_{it} \qquad t{:}3...T$$

Soit Z_{it} le vecteur des variables instrumentales disponibles pour l'identification des paramètres du modèle:

$$Z_{it} = [\ 1\ ,\ V_{it-2}\ ,\ V_{it-3}\ ,\ ...\ ,\ V_{i1}\ ]$$

Pour pouvoir identifier les paramètres, il faut qu'il y ait au moins autant de variables instrumentales que de variables à droite de l'équation du modèle. Les vecteurs Z_{it} doivent donc avoir une dimension au moins égale à trois. Le modèle n'est donc identifié que pour t supérieur ou égal à quatre.

Posons:

$$V_t = [\ V_{it}\ ,\ ...\ ,\ V_{Nt}\ ]'$$

$$\xi_t = [\ u_{it}\ ,\ ...\ ,\ u_{Nt}\ ]'$$

$$W_t = [\ 1\ ,\ V_{t-1}\ ,\ V_{t-2}]$$

$$Z_t = [\ 1\ ,\ V_{t-2}\ ,\ V_{t-3}\ ,\ ...\ ,\ V_1\ ]$$

En écriture vectorielle, le modèle devient, pour chaque période,

$$\forall\ t : 4 \ldots T$$

$$\underset{(N,1)}{V_t} = \underset{(N,3)}{W_t} * \underset{(3,1)}{B_t} + \underset{(N,1)}{\Delta\xi_t}$$

En notant:

$$\underset{((T-3)N,1)}{V} = [\ V_4' \ , \ \ldots \ , \ V_T' \ ]'$$

$$\underset{((T-3)N,1)}{\Delta\ \xi} = [\ \Delta\xi_4' \ , \ \ldots \ , \ \Delta\xi_T' \ ]'$$

$$\underset{(3(T-3),1)}{B} = [\ B_4' \ , \ \ldots \ , \ B_T' \ ]'$$

$$\underset{((T-3)N,3(T-3))}{W} = diag\ [\ W_4 \ , \ \ldots \ , \ W_T \ ]$$

le modèle s'écrit:

$$V = W * B + \Delta\xi$$

Soit:

$$\underset{((T-2)N,(T-2)(T-1)/2)}{Z} = \begin{bmatrix} V_1 & 0 & 0 & 0 \ldots 0 & 0 & 0 & 0 \ldots 0 & 0 \\ 0 & V_1 & V_2 & 0 \ldots 0 & 0 & 0 & 0 \ldots 0 & 0 \\ . & . & . & \ldots\ldots & . & . & \ldots\ldots & . \\ . & . & . & \ldots\ldots & . & . & \ldots\ldots & . \\ 0 & 0 & 0 & 0 \ldots 0 & V_1 & V_2 & \ldots\ldots & V_{T-2} \end{bmatrix}$$

La transformation du modèle vectoriel par cette matrice donne:

$$Z' * V = Z' * W * B + Z' * \Delta\xi$$

L'application des moindres carrés généralisés (GLS) donne des estimateurs convergents. Mais une telle méthode d'estimation nécessite la connaissance de la matrice de covariance du bruit transformé, $Z' * \Delta\xi$. Cette matrice, que nous notons M , est inconnue. Son estimation convergente peut se faire en suivant la procédure suivante:

- Pour chaque t>3, on estime B_t par les doubles moindres carrés (2SLS), en utilisant la liste d'instruments correspondante, soit

$$\tilde{B}_t = [W_t'Z_t(Z_t'Z_t)^{-1}Z_t'W_t]^{-1}\ W_t'Z_t(Z_t'Z_t)^{-1}Z_t'V_t)]$$

- On génère les résidus

$$\Delta\hat{\xi}_t = V_t - W_t * \tilde{B}_t \qquad t{:}4...T$$

- Une estimation convergente de M est une matrice $\hat{M}$ formée par les blocs de matrices:

$$\hat{M}_{rs} = \sum_i \Delta\hat{\xi}_{ir}\Delta\hat{\xi}_{is}Z_{ir}'Z_{is} \qquad r,s{:}4...T$$

La matrice $\hat{M}$ est alors utilisée pour calculer une estimation par les GLS du vecteur des paramètres:

$$\hat{B} = [W'Z\ \hat{M}^{-1}Z'W]^{-1}\ W'Z\ \hat{M}^{-1}Z'V$$

Nous avons aussi supposé que les coefficients sont stationnaires (ne varient pas avec le temps). Pour pouvoir tenir compte de cette contrainte, nous avons posé:

$$\underset{(3(T-3),1)}{B} = \underset{(3(T-3),3)}{H} * \underset{(3,1)}{b} + \underset{(3(T-3),1)}{G}$$

où H et G sont respectivement une matrice et un vecteur constants.

3. Définition des variables.

Nous avons en tout quatre variables: l'investissement, le Q de Tobin, la liquidité et l'incertitude. Pour chaque variable, nous avons construit au moins un indicateur, à partir duquel nous avons essayé de la mesurer. Nous présentons alors, pour chaque variable, les indicateurs retenus et les statistiques descriptives correspondantes.

3.1. Taux d'investissement.

Pour la variable investissement, nous avons considéré deux indicateurs: taux d'investissement en nouveau capital physique, noté IK, et le taux d'investissement total, noté IT. Nous avons aussi considéré la différence entre l'investissement total et l'investissement en nouveau capital physique, noté IA parce qu'elle représente principalement les investissements d'acquisition d'affaires. IK est le rapport des dépenses en nouveau capital physique aux immobilisations nettes d'amortissement. IT est le rapport des dépenses totales d'investissement, y comprises les acquisitions, aux immobilisations nettes.

Les immobilisations nettes sont la «valeur» des terrains, constructions et équipements nette de la valeur des dépréciations et amortissements accumulés. Les dépenses en capital physique sont les additions (ou soustractions), aux immobilisations nettes, de terrains, constructions et équipements. Les dépenses totales d'investissement englobent, en plus des terrains et équipements supplémentaires, les dépenses d'acquisition d'affaires (IA).

Les deux taux d'investissement reflètent des situations différentes. D'un côté, selon les firmes et les années, IK est plus ou moins important dans IT (parfois ces deux rapports sont presque égaux; parfois, les «dépenses d'acquisition» représentent la presque totalité des dépenses totales d'investissement). D'un autre côté, alors que les dépenses en capital sont assez lisses, les dépenses d'acquisition connaissent, après des périodes plus ou moins longues de niveau nul, des mouvements brusques et importants.

Si nous supposons, comme il est fort probable, que les dépenses en investissement physique sont principalement liées aux considérations technologiques et du marché et que, par contre, les dépenses d'acquisition d'affaire sont le résultat de considérations financières ou stratégiques, alors, IK devrait réagir à l'incertitude de façon plus sensible que IT. Les résultats présentés plus loin confirment cette intuition.

Une dernière remarque s'impose. Les taux moyens d'investissement (investissement de toutes les firmes rapporté aux immobilisations de toutes les firmes) pour chaque année sont stables. Ainsi, pour IK moyen (IT moyen), on a, pour un échantillon de plus de 700 firmes, entre 1987 et 1991 les taux 14%, 16%, 17%, 14% et 15% (34%, 38%, 37%, 26% et 23%). Par contre, les taux d'investissement individuels sont très dispersés et atteignent parfois des niveaux très élevés (par exemple ITFA=314) ou faibles (par exemple ITFA=-60). Ces niveaux apparemment étranges s'expliquent par la faiblesse des immobilisations nettes, relativement au niveau d'activité tel qu'il peut être mesuré par le chiffre d'affaire par exemple, de certaines entreprises. Puisque alors dans l'ITFA, les acquisitions d'actifs intangibles peuvent être très importantes, ce taux peut alors atteindre, pour certaines années et pour des firmes particulières, des niveaux très élevés.

Cette explication n'est plus suffisante, par contre, quand on remarque que parfois, les ventes de quelques immobilisations sont largement supérieures à la valeur de toutes les immobilisations de la firme (IK inférieur à -1; voir tableau des statistiques descriptives). Dans ce cas, deux explications peuvent être avancées: les immobilisations ont été sous évaluées dans les comptes de l'entreprise ou la vente d'une partie de l'immobilisation s'est accompagnée d'une perte d'un autre actif intangible (clientèle par exemple) pour lequel la firme a été compensée.

3.2. Q de Tobin.

Nous avons retenu un indicateur simple du Q de Tobin, noté QT. Il s'agit d'un rapport dont le numérateur est égal à la différence entre la valeur totale de la firme sur le marché financier et la valeur de son actif courant[17]. La valeur de la firme est la somme de la valeur de la dette (aux livres) de court et de long terme, des «taxes et crédits reportés», des «intérêts minoritaires» et de la valeur sur le marché financier de l'«avoir propre des actionnaires» (nombre d'actions multiplié par le prix de l'action à la fin de chaque année fiscale). L'actif courant est la somme de l'inventaire, «des effets commerciaux», «des comptes à recevoir» et «l'encaisse et équivalent».

Le numérateur est donc la valeur que le marché accorde à l'actif immobilisé de la firme. Le dénominateur est égal à la valeur aux livres des immobilisations. Le rapport est un bon indicateur (pour des comparaisons dans le temps et entre les firmes) des perspectives de gain pour une firme donnée, telles qu'elles sont perçues par le marché. Là encore, certains chiffres sont bizarrement élevés ou faibles, pour les mêmes raisons que celles discutées précédemment (voir tableau des statistiques descriptives en annexe).

Le calcul de QT devrait être corrigé par conversion de la valeur aux livres des terrains, constructions et équipements en coût de remplacement de ces immobilisations[18]. Il s'agit principalement de considérer l'immobilisation d'une année de base et d'estimer par la suite la

[17] cet indicateur est légèrement différent de l'indicateur retenu dans certaines études empiriques où on ne soustrait de la valeur de la firme que l'inventaire.

[18] Voir Rhee et Rhee (1991), Schaller (1993) et Chirinko et Fazzari (1994) qui utilisent une méthode de correction de la valeur d'immobilisation proposée par Sallenger et Summers (1983).

valeur des immobilisations, à partir des informations sur l'investissement, les prix des équipements, constructions et terrains et sur la dépréciation économique du capital. Il pourrait aussi être corrigé pour tenir compte de l'effet de la taxation du capital[1].

Nous n'avons pas utilisé ces méthodes de correction dans le calcul du QT pour deux raisons. D'abord, toutes les corrections proposées jusqu'à maintenant se fondent sur des hypothèses invraisemblables au niveau très désagrégé des firmes[2] [3]. Et surtout, nous ne disposons pas d'informations détaillées pour bien mener les corrections proposées. Ainsi, par exemple, pour corriger la valeur des immobilisations par la formule récursive:

$K_t = (K_{t-1}+I_t)(p_t^I/p_{t-1}^I)(1-\delta)$, il faudrait pouvoir distinguer dans l'investissement de la firme celui en immobilisations de celui qui ne l'est pas. Or, il se peut que lors d'une acquisition, la firme augmente ses terrains, équipements et constructions. Dans ce cas, il faudrait extraire de la valeur d'acquisition, la valeur de l'actif fixe. Nous ne disposons pas de cette information.

---

[1] Voir H. Schaller (1990 et 1993); Devereux, Keen et Schiantarelli (1994).

[2] Voir Brainard, Shapiro et Shoven (1988) et Rhee et Rhee (1991) pour une liste des hypothèses suffisantes pour ce genre de correction (hypothèses concernant la durée de vie des différents types de capital, l'approximation de l'évolution du coût du capital par l'évolution de l'indice de prix de certaines branches industrielles, la structure de l'investissement, etc).

[3] Shepherd (1986) met en doute les corrections proposées par des études empiriques sur la q-théorie. Il conclu «the market value numerator is partly book values, and its accuracy is doubtful». Concerant le dénominateur corrigé «the resulting denominator is a hybrid book-and-replacement value figure containing unknown degrees of error and possible bias».

3.3. Indicateur de liquidité.

L'indicateur que nous avons retenu de la liquidité d'une firme est le cash flow rapporté aux immobilisations, noté CF. Nous avons aussi considéré les dividendes payés, rapportés aux immobilisations nettes. Dans certaines régressions, dont les résultats ne sont pas donnés ici parcequ'ils sont sans rapport direct avec notre analyse, nous avons utilisé cette dernière variable pour séparer notre échantillon en deux groupes de firmes: celles qui ont des contraintes serrantes de liquidité (toutes les firmes qui n'ont pas payé de dividendes au moins trois fois sur cinq ans) et celles qui n'en ont pas.

3.4. Mesures d'incertitude.

Comme nous l'avons déja mentionné, nous avons retenu quatre indicateurs d'incertitude: la variance annuelle des rendements journaliers (variance annuelle ex-post) notée V, la variance annuelle, prévue au début de l'année par la firme, des rendements journaliers, notée VP, la covariance annuelle entre le rendement de l'actif et le rendement du marché, notée COV, et la covariance annuelle prévue, au début de l'année par les investisseurs, entre le rendement de l'actif et le rendement du marché COVP.

4. Résultats empiriques.

Nous commençons par décrire nos bases de données. Par la suite, nous présentons et commentons nos résultats en deux parties. Il s'agit, dans la première, des résultats obtenus avec variance et covariance ex-post. Dans la deuxième, il s'agit des variances et covariances prévues.

a. Description des données.

Notre base de données de départ contient 932 entreprises canadiennes cotées aux bourses de Toronto et de Montréal. Les données financières sont rapportées, par firme, pour chacune des années entre 1987 et 1991. Comme toutes les variables retenues pour l'analyse sont rapportées aux immobilisations nettes, les firmes qui avaient un montant d'immobilisations nul au moins une année ont été éliminées. L'échantillon qui reste est constitué de 750 entreprises. Les tailles de ces entreprises sont très différentes. Ainsi en 1991, si on se réfère au niveau d'immobilisations, la plus petite entreprise avait 4000$ d'immobilisations alors que la plus grande avait 49 milliards de dollars. Nous disposons, par ailleurs, des données journalières sur les rendements des actions de 204 firmes, et ce durant sept ans (1985-1991). Ce sont ces 204 firmes qui ont constitué notre échantillon de base. Dans les régressions de l'investissement, nous avons utilisé les observations entre 1987 et 1991, le nombre d'observations est donc de 1020. Dans les régressions de la variance, nous disposons de données sur sept ans (1985-1991) et donc de 1408 observations.

b. Investissement, variance et covariance ex-post.

Dans le cas où le marché financier est parfait, la variance ex-post peut être considérée comme une approximation de l'incertitude à laquelle font face les firmes. La covariance est considérée comme une mesure du risque tel que perçu par les investisseurs, dans le cas où le CAPM est valide. Notre but, rappelons-le encore, est de vérifier si l'investissement irréversible est plus sensible à l'incertitude que l'investissement non irréversible.

Les résultats des régressions sont rapportés dans les tableaux 1, 2 et 3. Dans le tableau 1, nous avons rapporté les résultats des régressions de IK sur chacune des variables explicatives prisent individuellement (colonne 1 à 4); des régressions de IK sur QT et CF, en introduisant une fois la variance (colonne 5), une fois la covariance (colonne 6) et enfin en introduisant la variance et la covariance à la fois (colonne 7). Dans le tableau 2, nous avons rapporté les résultats des mêmes régressions, avec cette fois, IT comme variable dépendante. Chaque tableau est constituée de quatre sous-tableaux. Le premier sous-tableau 1, notée 1.1, rapporte les résultats des régressions sans décalage des variables explicatives. 1.2 rapporte les résultats des régressions avec toutes les variables explicatives retardées d'une période et 1.3 présente les résultats des régressions où seules QT et CF sont retardées. Enfin, 1.4 rapporte les résultats des régressions où QT, CF et COV sont retardées d'une période et V ne l'est pas. Le tableau 3 présente les résultats les plus importants, avec IA comme variable dépendante.

Investissement en capital physique.

Le tableau 1.1, où les variables explicatives ne sont pas décalées, montre que la variance, comme attendu, affecte négativement et significativement IK dans tous les modèles. La covariance n'affecte IK que si on contrôle pour la variance; dans ce cas, son signe, contrairement à la théorie, est positif. Enfin, ni QT ni CF ne semblent influencer IK. Dans le tableau 1.2, où toutes les variables explicatives sont décalées, QT influence positivement et significativement IK, et la variance est négativement liée, et de façon légèrement significative, à IK. CF et COV ne sont pas significatives. Les résultats du tableau 1.3 montrent que le fait de décaler ou non une variable explicative change de façon importante la significativité, voire même le signe, des coefficients. Aussi, il est important de choisir une spécification donnée en suivant une logique, qui peut se justifier, d'introduction des retards.

Il nous semble que la meilleure structure de retards, et la plus vraisemblable aussi, est celle retenue dans le tableau 1.4. D'abord, le décalage de QT et CF se justifie par le fait que ces variables sont mesurées en fin d'année et donc ne peuvent influencer IK que l'année suivante. Le décalage de COV est pertinent si les investisseurs basent leurs prévisions de la covariance de l'année en cours sur l'observation de la covariance de l'année passée (par exemple: $E_t(COV_t) = COV_{t-1}$). Dans ce cas, une covariance observée l'année précédente est utilisée par les investisseurs pour mesurer le risque associé à une firme pour l'année en cours. Une grande covariance indique un grand risque et un taux de rendement exigé supérieur, ce qui peut réduire le financement de l'investissement de la firme. Le fait de ne pas décaler la variance peut aussi se justifier. Si la variabilité des rendements journaliers reflète l'incertitude à laquelle font face les dirigeants, la variance de l'année en cours mesure le degré d'incertitude de l'année même.

Les résultats du tableau 1.4 sont parfaitement conformes à nos attentes. L'incertitude à laquelle font face les dirigeants, approximée par V, et l'incertitude à laquelle font face les investisseurs, approximée par COV, sont significativement et négativement liées à l'investissement en capital immobilisé, approximé par IK. Ensuite, ce n'est pas parce que la firme dégage un CF important qu'elle se met à investir en capital physique. Enfin, les perspectives de gains, approximées par QT, semblent être un déterminant positif de l'investissement physique.

Investissement total et investissement d'affaires.

Si nous nous en tenons à la logique derrière les décalages retenus des variables explicatives présentées précédemment, les résultats des tableaux 2.4 et 3 devraient être comparés à ceux du tableau 1.4. Cette comparaison est particulièrement intéressante dans la mesure où elle confirme la théorie de l'investissement irréversible en incertitude. En effet, pour IT (tableau 2.4), la variance et la covariance ont le bon signe mais la significativité est légèrement faible. La significativité provient surtout du fait que dans IT, il y a IK. Quand on ne considère que les investissement d'acquisition, en soustrayant l'investissement en capital physique de l'investissement total, la significativité de la variance et de la covariance disparaît (tableau 3). L'incertitude affecte donc l'investissement qui a un caractère d'irréversibilité, même partielle, mais pas l'investissement réversible comme peut l'être celui d'acquisition d'affaires.

Enfin, le cash flow semble avoir un effet positif et très significatif sur IT et IA, alors que l'effet de la QT est négatif[1]. Ce résultat renforce notre intuition concernant la différence fondamentale entre les déterminants (autres que l'incertitude) de l'investissement en capital physique et l'investissement pour l'acquisition d'affaires. Un cash flow important, s'il n'affecte pas l'investissement en capital physique, détermine de façon très importante l'acquisition d'affaires.

c. Investissement, variance et covariance ex-ante.

Comme il a été discuté au début de cette section, il se peut que la variance pertinente pour notre analyse soit la variance anticipée par la firme et non la variance ex-post. Pour tenir compte

[1] Ce résultat peut s'interpréter par la nécessité de renforcer les bonnes perspectives par l'investissement en capital immobilisé, ce qui permet une plus grande valorisation de la firme et par l'émergence de l'opportunité de vendre des affaires bien valorisées.

de cette remarque, nous avons refait l'analyse en remplaçant la variance, V, par la variance prévue, VP. Pour ce faire, nous avons supposé que la variance des rendements d'une firme suit un processus autorégressif d'ordre un, avec des coefficients qui varient avec le temps et les firmes. Nous avons montré, dans les remarques économétriques, que les équations identifiées sont quatre sur sept en tout. Nous avons supposé que les coefficients des équations identifiées sont non stationnaires dans le temps. Nous avons alors estimé 12 coefficients. Puis nous avons refait les estimations en contraignant les coefficients à être stationnaires. Le nombre de coefficients est devenu 3. Le modèle estimé est:

$$Z' * V = Z' * W * H * b + Z' * \Delta\xi$$

où b est le vecteur des coefficients de dimension (3,1) et H une matrice (12,3): $H=[I_3, I_3, I_3, I_3]'$, avec I_3 matrice identité d'ordre 3.

Le modèle, après estimation, s'écrit:

$$\forall\ i, \qquad \forall\ t > 3,$$

$$VP_{it} = -0.748 + 0.0034\ V_{it-1} + 0.755\ V_{i\,t-2}$$

Dans le cas contraint comme dans le cas sans contrainte de stationarité des coefficients, nous avons généré les variances prévues pour chaque année et les avons introduites dans la fonction d'investissement. Les résultats sont rapportés dans les tableaux 4 et 5, où VP signifie variance prévue.

Dans le tableau 4 (coefficients supposés stationnaires), la variance prévue a le bon signe dans la régression de IK mais ne semble pas être significative. Par contre, IK est négativement et significativement influencé par V et COV (dernière colonne du tableau 4.1). Dans la régression de IT, la variance prévue n'est pas significative du tout, par contre V est significative et COV l'est faiblement. Pour isoler l'effet de l'incertitude sur IT à travers IK, nous avons considéré IA comme variable dépendante, l'effet de V et COV a disparu (dernière colonne de 4.2).

La variance prévue ne semble donc pas influencer IK, alors que la variance ex-post continue d'avoir un effet significativement négatif sur IK mais pas sur IA. Notons finalement que la covariance entre V et VP est presque nulle. Alors, une question se pose: y a-t-il beaucoup de bruit dans les rendements journaliers des actifs ou s'agit-il d'un mauvais processus de prévision? Une chose est sûre. La détermination des variances prévues est très sensible aux contraintes imposées aux coefficients, et notamment leur stationnarité dans le temps.

Nous avons, comme mentionné plus haut, estimé le processus autoregressif de la variance avec des coefficients non stationnaires dans le temps. Nous avons recalculé les prévisions des variances et nous avons réintroduit ces prévisions dans la spécification de la fonction d'investissement. Les résultats, rapportés dans le tableau 5, se sont avérés très intéressants et ce à plusieurs titres. D'abord, l'incertitude ex-ante, mesurée par la prévision au début de la période de la variance de l'année en cours à partir de l'observation des variances des années précédentes, influence négativement et très significativement l'investissement en terrain, construction et équipement; par contre, elle ne semble pas affecter l'investissements en affaires. Ensuite, la covariance a le bon signe mais pas suffisamment de significativité (la faiblesse de la significativité peut être due à l'hypothèse d'un processus intégré de la covariance, ce qui nous a permis, rappelons-le, de considérer la covariance ex-ante de l'année en cours comme égale à la covariance ex-post de l'année précédente). Enfin, en introduisant toutes les variables dont nous disposons dans une même estimation, la variance ex-post et la variance ex-ante influencent négativement et significativement IK, par contre, seule la variance ex-post influence IT.

Des questions se posent. La corrélation pratiquement nulle entre les variances ex-post et ex-ante fait qu'elles ne peuvent mesurer la même incertitude: laquelle des deux est le bon indicateur et qu'indique donc l'autre? Pourquoi les deux variances influencent négativement IK alors que seule la variance ex-post influence IT?

Nous avançons une hypothèse: la variance ex-ante mesure l'incertitude à laquelle fait face la firme au moment des prises de décision et les investisseurs sont sensibles à la variance et à la covariance des rendements. La variance ex-post, combinée d'une façon ou d'une autre à la covariance, mesure donc l'incertitude à laquelle font face les investisseurs financiers.

Cette hypothèse permet l'interprétation du résultat du dernier tableau. Un degré d'incertitude élevé du point de vue de la firme, VP importante, fait ralentir IK, parce qu'il est irréversible, mais n'empêche pas l'acquisition des affaires, surtout s'il y a suffisamment de cash flow. La variance ex-post influence négativement IK et IT. Pour les financiers, que ce soit pour IK ou pour IT, cela ne change en rien le risque auquel ils font face.

Statistiques descriptives

	Moyenne	Ecart type	Maximum	Minimum
IK	0.2390	0.3587	6.8645	-0.2252
IT	1.0080	4.1623	85.2857	-22.3775
QT	7.4950	38.3716	737.5333	-66.7945
CFFA	0.6012	8.3208	221.8333	-14.6952
V	0.0032	0.0166	0.3433	0
COV	-2.6E-06	0.0006	0.0070	-0.0045

Tableau 1.

Tableau 1.1 Variable dépendante: IK.
Nombre d'observation: 1020.

	1	2	3	4	5	6	7
QT	0.0003				0.0002	0.0002	0.0002
	(1.11)				(0.57)	(0.66)	(0.6)
CF		0.001			0.0004	0.0003	0.0004
		(0.9)			(0.24)	(0.21)	(0.25)
V			-1.43		-1.43		-2.64
			(-2.9)		(-2.9)		(-4.45)
COV				17.6		18.02	60.47
				(1.3)		(1.29)	(3.6)

Tableau 1.2 Variable dépendante: IK.
Variables explicatives décalées.
Nombre d'observation: 816.

	1	2	3	4	5	6	7
QT	0.0003				0.001	0.001	0.001
	(2.86)				(2.02)	(2.07)	(2.01)
CF		0.003			-.0009	-0.001	-0.001
		(2.02)			(-0.4)	(-0.5)	(-0.4)
V			-0.9		-0.9		-1.02
			(-1.8)		(-1.7)		(-1.3)
COV				-20.3		-19.8	4.6
				(-1.2)		(-1.2)	(0.18)

Tableau 1 (suite)

Tableau 1.3 Variable dépendante: IK.
Variables explicatives décalées: QT et CF.
Nombre d'observation: 816.

	1	2	3	4	5	6	7
QT	0.001				0.0013	0.001	0.001
	(2.86)				(2.07)	(2.01)	(1.8)
CF		0.003			-.0009	-0.001	-0.001
		(2.02)			(-0.48)	(-0.44)	(-0.24)
V			-1.24		-1.23		-2.27
			(-2.4)		(-2.4)		(-3.5)
COV				14		11.7	50.24
				(0.94)		(0.8)	(2.7)

Tableau 1.4. Var. dep. IK; Var. exp. décalées: QT, CF et COV.

QT	CF	V	COV
0.001	-0.001	-1.42	-29.4
(2.1)	(-0.5)	(-2.7)	(-1.7)

Tableau 2

Tableau 2.1 Variable dépendante: IT.
Nombre d'observation: 1020.

	1	2	3	4	5	6	7
QT	0.04				0.05	0.05	0.05
	(11.6)				(10.5)	(10.5)	(10.5)
CF		0.09			-0.07	-0.07	-0.06
		(5.6)			(-3.23)	(-3.2)	(-3.2)
V			-11.5		-9.8		-16.8
			(-1.76)		(-1.6)		(-2.3)
COV				17.6		18.02	60.47
				(0.15)		(0.45)	(1.7)

Tableau 2.2 Variable dépendante: IT.
Variables explicatives décalées.
Nombre d'observation: 816.

	1	2	3	4	5	6	7
QT	0.07				-0.02	-0.02	-0.02
	(19.3)				(-5.04)	(-5.04)	(-5.01)
CF		0.35			0.42	0.43	0.43
		(34.8)			(24.9)	(24.9)	(24.8)
V			-1.56		-1.87		2.35
			(-0.2)		(-0.45)		(0.36)
COV				-173		-121	-177
				(-0.8)		(-0.9)	(-0.88)

Tableau 2 (suite)

Tableau 2.3 Variable dépendante: IT.
Variables explicatives décalées: QT et CF.
Nombre d'observation: 816.

	1	2	3	4	5	6	7
QT	0.07				-0.025	-0.05	-0.03
	(19.3)				(-5.05)	(-5)	(-5.13)
CF		0.35			0.43	0.43	0.43
		(34.8)			(24.9)	(24.8)	(24.9)
V			-6.7		-6.6		-9.8
			(-1.02)		(-1.6)		(-1.9)
COV				-73		-15	151
				(-0.4)		(-0.12)	(1.04)

Tableau 2.4. Var. dep. IT; Var. exp. décalées: QT, CF et COV.

QT	CF	V	COV
-0.025	0.43	-7.77	-174
(-5.06)	(24.9)	(-1.85)	(-1.3)

Tableau 3. Var. dep. IA; Var. exp. décalées: QT, CF et COV.

QT	CF	V	COV
-0.026	0.43	-6.4	-144
(-5.4)	(25.5)	(-1.5)	(-1.1)

Tableau 4.

Tableau 4.1. Variable dépendante: IK.
Variables explicatives décalées: QT, CF, COV.
Nombre d'observations: 816.

VP	-0.034	-0.032	-0.031	-0.02
	(-1.12)	(-1.05)	(-1.02)	(-0.87)
QT		0.001	0.001	0.001
		(2.09)	(2.08)	(2.07)
CF		-0.001	-0.001	-0.001
		(-0.5)	(-0.5)	(-0.5)
COV			-19.22	-28.7
			(-1.13)	(-1.7)
V				-1.39
				(-2.6)

(Estimation du processus autorégréssif de la variance avec les contraintes de stationarité des coefficients).

Tableau 4.2. Variable dépendante: IT.
Variables explicatives décalées: QT, CF, COV.
Nombre d'observations: 816.

					Var. dep. IA
VP	-0.33	0.02	0.03	0.055	0.08
	(-0.86)	(0.09)	(0.1)	(0.23)	(0.2)
QT		-0.02	-0.02	-0.02	-0.03
		(-5)	(-5)	(-5)	(-5)
CF		0.42	0.42	0.42	0.43
		(24.8)	(24.8)	(25)	(25)
COV			-121	-175	-146
			(-0.9)	(-1.3)	(-1.1)
V				-7.8	-6.4
				(-1.9)	(-1.5)

(Estimation du processus autorégréssif de la variance avec les contraintes de stationarité des coefficients).

Tableau 5.

Tableau 5.1. Variable dépendante: IK.
Variables explicatives décalées: QT, CF, COV.
Nombre d'observations: 816.

VP	-0.004	-0.004	-0.004	-0.004	-0.0038
	(-3.87)	(-3.8)	(-3.95)	(-3.9)	(-3.67)
QT			0.001	0.001	0.001
			(2.19)	(2.11)	(2.09)
CF			-0.001	-0.001	-0.001
			(-0.45)	(-0.45)	(-0.45)
COV		-17.6		-17.1	-25.5
		(-1.1)		(-1.02)	(-1.5)
V					-1.23
					(-2.32)

(Estimation du processus autorégréssif de la variance sans contraintes de stationarité des coefficients).

Tableau 5.2. Variable dépendante: IT.
Variables explicatives décalées: QT, CF, COV.
Nombre d'observations: 816.

VP	-0.012	0.012	0.01	0.005	0.007
	(-0.9)	(0.9)	(1.06)	(0.65)	(0.84)
QT				-0.02	-0.025
				(-5)	(-5)
CF				0.43	0.43
				(24.8)	(24.9)
COV		-181	-242	-125	-181
		(-0.8)	(-1.1)	(-0.9)	(-1.3)
V			-8.8		-8.12
			(-1.3)		(-1.9)

(Estimation du processus autorégréssif de la variance sans contraintes de stationarité des coefficients).

Conclusion générale

L'objectif de ce travail a été d'apporter quelques éléments de réponse à la question suivante: l'incertitude a-t-elle un effet dépressif sur l'investissement? Nous avons présenté les conditions sous lesquelles la réponse est oui.

Dans le chapitre 1, nous avons montré qu'en incertitude, et dans le cas d'une firme neutre au risque, le profit est égal au coût marginal d'investissement, plus un «coût marginal de risque». Ce dernier coût découle de la probabilité non nulle que la capacité peut ne pas être totalement utilisée. L'entreprise averse au risque égalise le profit marginal, non seulement à la somme des coûts marginaux d'investissement et du risque, mais à la somme de ces coûts plus un coût dû à l'aversion au risque.

Une condition nécessaire et suffisante pour qu'un accroissement du risque entraîne une diminution de la taille optimale d'investissement dans le cas d'une entreprise neutre au risque est que la probabilité, sous la distribution la plus risquée, de sous-utilisation de la capacité optimale initiale soit supérieure à celle sous la distribution initiale. Cependant, dans le cas d'une entreprise averse au risque, aucune condition nécessaire et suffisante ne peut être avancée en recourant aux seules restrictions sur les distributions. Une condition suffisante pour qu'un accroissement de risque entraîne une baisse de la taille optimale a été présentée. Nous avons montré aussi que nous ne pouvons réduire les restrictions sur les distributions sans en imposer de nouvelles sur la fonction d'utilité; si on veut encore signer l'effet de l'accroissement marginal du risque sur la taille optimale de capacité.

Dans le chapitre 2, et dans le cadre d'un modèle à deux périodes où les coûts d'investissement sont linéaires et coudés en zéro et les firmes (concurrentielles à court terme mais coordonnées à long terme par une association) prennent en compte l'impact de leurs investissements sur le prix du marché, nous avons montré que le niveau d'investissement en première période est inférieur en incertitude par rapport au niveau de certitude, mais plus grand que le niveau d'investissement totalement irréversible en incertitude. De plus, si la demande est mauvaise en deuxième période, la firme désinvestit son capital; par contre, si elle est bonne, la firme ne s'ajuste pas vers le haut. Ce résultat est indépendant de la présence du coût fixe irrécupérable et est inverse au résultat de l'investissement irréversible.

Toujours dans le chapitre 2, et dans le cadre d'un modèle à trois périodes, pour certaines valeurs non nulles du coût fixe et pour certaines valeurs des paramètres de la technologie et de la fonction de demande, il est optimal pour une firme de ne pas investir en première période et il n'est jamais optimal d'attendre la troisième période pour investir.

Dans le chapitre 3, et dans le cadre du modèle néoclassique en temps continu sans coûts d'ajustement convexes et avec irréversibilité partielle, nous avons montré que si les firmes coordonnent les décisions d'investissement au sein d'une association, le profit est non linéaire dans le capital. L'investissement joue donc le rôle de variable de contrôle de la valeur marginale de la firme. Nous avons alors montré que la profitabilité marginale du capital est régulée par des barrières qui dépendent de l'incertitude et que le domaine d'inaction optimale (investissement nul) s'accroît avec l'incertitude. Nous avons conclu qu'à court terme, l'incertitude décourage l'investissement.

Dans le dernier chapitre, la liaison négative entre l'incertitude et l'investissement partiellement irréversible est testée à partir de données microéconomiques d'entreprises canadiennes. Les résultats auxquels nous sommes parvenus se résument en ce qui suit: l'incertitude affecte négativement et très significativement l'investissement irréversible (investissement en capital physique immobilisé); par contre, l'investissement d'acquisition d'affaires (investissement peu ou pas irréversible), fortement déterminé par la liquidité de la firme, n'est pas affecté par l'incertitude. Ces résultats empiriques confirment donc la théorie de l'investissement irréversible en incertitude.

Parmi les extentions possibles de ce travail, nous pouvons mentionner, au moins, deux. Il s'agit d'abord de l'intégration des contraintes de financement dans le programme de la firme. Cette intégration peut renforcer le réalisme des modèles théoriques et faire apparaître des résultats fort intéressants pour l'analyse. L'autre extention possible est la considération de structures de marchés oligopolistiques. Ces structures, présentes de façon importante dans la réalité économique, font apparaître des considérations stratégiques lors de la prise des décisions d'investissement. Il est alors important d'introduire ces considérations dans la modélisation théorique pour savoir dans quelle mesure elles peuvent renforcer, ou contrebalancer, l'impact de l'incertitude.

Références bibliographiques.

Abel, Andrew B. 1983. «Optimal Investment Under Uncertainty». *American Economic Review*, No 73: p. 228-233.

-----. 1984. «The Effects of Uncertainty on Investment and Expected Long-Run Capital Stock». *Journal of Economic Dynamics and Control,* No 3: p. 39-53.

-----. 1985. «A Stochastic Model of Investment, Marginal q and Market Value of Firm». *International Economic Review*, No 26: p. 305-322.

-----. 1990. «Consumption and Investment». in *Handbook of Monetary Economics*, eds. Benjamin Friedman and Frank Hahan. New York: North-Holland.

-----, et Blanchard, Olivier J. 1986. «The Present Value of Profits and Cyclical Movements in Investment». *Econometrica*, No 54: p.249-273.

-----, et Elehry, Janice C. 1993. «A Unified Model of Investment Under Uncertainty». NBER Working Paper No 4296.

Aiginger, K. 1987. «Production and Decision Theory Under Uncertainty». Basil Blackwell.

Appelbaum, Eli et Lim, Chin. 1982. «Long-Run Industry Equilibrium with Uncertainty». *Economics Letters*, No 9: p. 139-145.

-----. et Katz, Eliakim. 1986. «Measures of Risk Aversion and Comparative Statics of Industry Equilibrium». *American Economic Review*, Vol. 76 No 3: p. 524-529.

Arellano, Manuel et Bond, Stephen. 1988. «Dynamic Panel Data Estimation Usig DPD: A Guide for Users». Institute for Fiscal Studies Working Paper, 88/15.

Artus, P.; Avouyi-Dovi, S et Laroque, G. 1985. «Estimation d'une maquette macoéconomique trimestrielle avec rationnements quantitatifs». *Annales de l'INSEE*, Janvier-Mars.

Baron, P. 1970. «Price Uncertainty, Utility and Industry Equilibrium in Price Competition». *International Economic Review*, Octobre: p. 463-480.

Bentolila, Samuel et Bertola, Giuseppe. 1990. «Firing Costs and Labor Demand: How Bad is Eurosclerosis?» *Review of Economic Studies*, No 57: p. 381-402.

Bertola, Giuseppe et Caballero, Ricardo J. 1994. «Irreversibility and Aggregate Investment». *Review of Economic Studies*, No 61: p. 223-246.

Bischoff, Charles W. 1971. «The Effects of Alternative Lag Distributions» in Gary Fromm eds. Tax Incentives and Capital Spending. Washington: Brookings.

Blanchard, Olivier. J et Fisher, Stanley. 1989. *Lectures on Macroeconomics*. The MIT Press. Cambridge, Massachusetts.

-----. ; Rhee, Changyong et Summers, Lawrence. 1993. «The Stock Market, Profit, and Investment» *The Quarterly Journal of Economics*, February: p. 115-136.

Blundell, Richard; Bond, Stephen; Devereux Michael et Schiantarelli, Fabio. 1992. «Investment and Tobin Q». *Journal of Econometrics*, No 51: p. 233-257.

Bosworth, B. 1975. «The Stock Market and The Economy». *Brookings Papers on Economic Activity*, No 2: 257-300.

Brainard, William C. Shapiro, Matthew D, et Shoven, John. B. 1990. «Fundamental Value and Market Value». Mimeo, Yale University.

Caballero, Ricardo J. 1991. «On the Sign of the Investment-Uncertainty Relationship». *American Economic Review*, No 81: p. 279-288.

-----. et Pindyck, Robert S. 1992. «Uncertainty, Investment and Industry Evolution». NBER Working Paper No 4160, September 1992.

Chirinko, Robert. S. 1987. «Tobin's Q and Financial Policy». *Journal of Monetary Economic*, Vol. 19, no 1: p. 69-87.

-----. 1987. «The Ineffectiveness of effective tax rates on business investment: A critique of Feldstein's Fisher-Schultz lecture». *Journal of Public Economic*, Vol. 32, no 3: p. 369-387.

-----. 1993. «Business fixed investment spending: modeling strategies, empirical results, and policy implications». *Journal of Economic Literature*. No 31: p. 1875-1911.

-----. et Fazzari, S. M. 1994. «Economic Fluctuations, Market Power, and Returns to Scale: Evidence From Firm-Level». *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 9: p. 47-69.

Cyert, R. M. et March, J.G. 1963. *A Behavioral Theory of Firm*. Englewood Cliffs, N.T.: Printice-Hall.

Dagenais, Marcel G. 1994. «Parameter Estimation in Regression Models with Errors in the Variables and Autocorrelated Disturbances». *Journal of Econometrics*, forthcoming.

Devereux, Michael P., Keen, Michael et Schiantarelli, Fabio. 1994. «Corporation tax asymmetries and investment: Evidence from U.K. panel data». *Journal of Public Aconomics*, No 53: p. 395-418.

Dionne, George et Pellerin, M. 1988. «Investissement en incertitude: extention du problème de la taille optimale d'une usine». dans *Incertain et Information*, essais publiés sous la direction de G. Dionne, *Economica*, p. 256-281.

Dixit, Avinash. 1990. *Optimization in Economic Theory*. Second edition. Oxford, UK: Oxford University Press.

-----. 1991. «Irreversible investment with Price Ceilings». *Journal of Political Economy*, No 99: p. 541-557.

-----. 1993. *The Art of Smooth Pasting*, Vol. 55 in *Fundamentals of Pure and Applied Economics*, eds. Jacques Lesourne and Hugo Sonnenschein. Harwood Academic Publishers.

-----. et Pindyck, Robert S. 1994. *Investment Under Uncertainty*. Princeton University Press.

Driver, Ciaran et Moreton, David. 1992. *Investment, Expectations and Uncertainty*. Blackwell, Oxford, UK et Cambridge USA.

Dumas, Bernard. 1991. «Super Contact and Related Optimality Conditions». *Journal of Economic Dynamics and Control*, No 15: p. 675-695.

Eeckhoudt, Louis; Gollier, Christian et Schlesinger, Harris. 1991a. «Increases in Risk and Deductible Insurance». *Journal of Economic Theory*. No 55.

-----. -----. et -----. (1991b). «The Risk-Averse (and Prudent) Newsboy» CORE, Belgium, non publié.

Eisner, Robert et Strotz, R. 1963. «Determinants of Investment Behavior». In *Impact of Monetary Policy*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.

Feldstein, Martin S. 1982. «Inflation, Tax Rules, and Investment: Some Econometric Evidence». *Econometrica*, Vol. 50, no 4: p. 825-862.

Fisher, Franklin M. 1970. «Quasi-competitive price adjustment by individual firms: A preliminary paper». *Journal of Economic Theory*, No 2: p. 195-206.

Fisher, S. et Merton, R. C. 1984. «Macroeconomics and Finance: The Role of Sock Market». *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, XXI: 57-108.

Gould, John P. 1968. «Adjustment Costs in the Theory of Investment of the Firm». *Review of Economic Studies*, No 35: p. 47-55.

Hall, Robert E. et Jorgenson, Dale W. 1971. «Application of the theory of the optimum capital accumulation». in *Gary Fromm ed.* p. 9-60.

Harchaoui. 1993. *Etudes sur l'Irreversibilité des Actifs Financiers: Application à la Firme Minière*. Thèse de doctorat, Etude No 2. Département de sciences économiques, Université de Montréal.

Harrison, Michael J. 1985. *Brownian Motion and Stochastic Flow Systems.* New York: John Wiley & Sons.

Hartman, Richard. 1972. «The Effets of Price and Cost Uncertainty on Investment». *Journal of Economic Theory*. No 5: p. 258-266.

-----. 1976. «Factor Demand with Output Price Uncertainty». *American Economic Review*, No 66: p. 675-681.

Hayashi, Fumio. 1982. «Tobin's Marginal q and Average q: A Neoclassical Interpretation». *Econometrica*. No 50: p. 213-224.

Hey, John D. 1979. *Uncertainty in Microeconomics*. New York. New York University Press.

Holtz-Eakin, Douglas; Newey, Whitney et Rosen, Harvey. 1988. «Estimating Vector Autoregressions with Panel Data». *Econometrica*. No 56: p. 1371-1395.

Horbulyk, Theodore M. 1990. «Firm response to price uncertainty: Tripartite Stabilization and the Western Canadian Cattle Industry». *University of Calgary Working Paper*, No 2/90. Department of Economics.

Hsiao, Cheng.1986. *Analysis of Panel Data*. Econometric Society Monographs No 11. Cambridge University Press.

Hurn, A. S. et Wright, Robert E. 1994. «Geology or Economics? Testing Models of Irreversible Investment Using North Sea Oil Data». *The Economic Journal*. No 104: p. 363-371.

Hymans, J. H. 1966. «The Price-Taker: Uncertainty, Utility and the Supply Fonction». *International Economic Review*, Vol. 67, no 4: p. 346-356.

Ishui, Y. 1977. «On Theory of the Competitive Firm Under Price Uncertainty: Note». *American Economic Review*, Vol. 67, no 4: p. 768-769.

Jorgenson, Dale. 1963. «Capital Theory and Investment Behavior». *American Economic Review*, No 53: p. 247-259.

Junge, George et Zarinnejadan, Milad. 1986. «A rate of return model of investment behavior for Switzerland». *Empirical Economic*, Vol. 11, no 3: p. 153-167.

Kanbur, .1982. «Increases in Risk with Kinked Payoff Functions». *Journal of Economic Theory,* No 27: 219-228.

Kon, Yoshinori. 1983. «Capital, Input Choice Under Price Uncertainty: A Putty-Cllay Technology Case». *International Economic Review.* Vol. 24, no 1: p. 183-197.

Leahy, John V. 1994. «Investment in Competitive Equilibrium: The Optimality of Myopic Behavior». *The Quarterly Journal of Economics.*

-----. et Whited, Toni M. 1993. «Some empirical evidence on the relationship between investment and uncertainty». *Harvard Institute of Economic Reshearch Discussion Paper,* No 1659.

Levy-Lambert, H. et Dupuy, J. P. 1975. «Les choix économiques dans l'entreprise et dans l'administration». *Série Finance et économie appliquée,* Dunod.

Li, ; lau, ; et lau, .1990. «Some Analytical Results for a Two-product newsboy Problem». *Decision Sciences,* No 21: p.

Lucas, Robert E. Jr. 1967. «Adjustment Cost and the Theory of Supply». *Journal of Political Economy,* No 75: p. 321-334.

-----. et Prescott, Edward C. 1971. «Investment Under Uncertainty». *Econometrica,* Vol. 39, No 5: p. 659-681.

Malinvaud, Edmond. 1987. «Capital productif, incertitudes et profitabilité». *Annales d'Economie et de Statistique.* No 5: p. 1-36.

Malliaris, A. G. et Brock, William A. 1985. *Stochastic Methods in Economics and Finance.* Troisième Edition. New York: North-Holland.

McDonald, Robert et Siegel, Daniel. 1986. «The Value of Waiting to Invest». *The Quarterly Journal of Economics,* No 101: p. 707-728.

Mills, David E. et Schumann, Laurence. 1985. «Industry Structure with Fluctuating Demand». *The American Economic Review.* Vol. 75, No 4: p. 758-767.

Morisset, Jacques et George, Anita. 1993. «Does Price Uncertainty Really Reduce Private Investment? A Small Model Applied to Chile». *Policy Research Working Papers,* WPS 1114. The World Bank

Mulkay, Benoit et Van-Audenrode, Marc A. 1994. «Une vérification empirique des implications de la théorie «insider-outsider» avec un panel d'entreprises belges». Communication préparée pour le 12ième Colloque international de l'AEA sur la modélisation et l'économétrie des salaires, Université d'Aix-marseille III, Aix-en-provence, le 28-29 Avril.

Nickell, Stephen J. 1978. *The Investment Decisions of Firms*. New York: Cambridge University Press.

-----. 1981. «Biases in Dynamic Models with Fixed Effects». *Econometrica*, No 49: p. 1417-1426.

Pagano, Amy P.; Moss, Charles B. et Boggess, William G. 1994. «Ex Ante Forecasting of Uncertainty and Irreversible Investments», for the International Symposium on Economic Modelling, The World Bank, Washington, june 22-24, 1994.

Pindyck, Robert. 1993. «A Note on Competitive Investment Under Uncertainty». *American Economic Review*, No 83: p. 273-277.

-----. et Solimano, Andrés. 1993. «Economic Instability And Aggregate Investment». NBER *Macroeconomics Annual*, No 8: p. 259-303.

Rhee, Changyong et Rhee, Wooheon. 1991. «Fundamental Value and Investment: Micro data Evidence», *The Rochester Center for Economic Research Working Paper*, No 282.

Rodrick, Dani. 1991. «Policy Uncertainty and Private Investment in Developing Countries». *Journal of Development Economics*, No 36: p. 229-242.

Rothschild, Michael. 1971. «On the Cost of Adjustment». *The Quarterly Journal of Economics*, No 85: p. 605-622.

-----. et Stiglitz, J. E .1970. «Increasing Risk.I: A Definition». *Journal of Economic Theory*, Vol. 2: p. 225-243.

-----. et -----.1971. «Increasing Risk.II: Its Economic Consequences». *Journal of Economic Theory*, Vol. 3: p. 66-84.

Sallenger, Michael A. et Summers, Lawrence H. 1983. «Tax Reform and Corporate Investment: A Microeconometric Simulation Study» in *Behavior Simulation Methods in Tax Policy Analysis*, ed. By M. Feldstein, University of Chicago.

Salop, S et Stiglitz, J. 1977. «Bargains and Ripoffs: A Model of Monopolistically Competitive Price Dispersion». *Review of Economic Studies*, No 44: p. 493-510.

Sandmo, A. 1971. «On the Theory of Competitive Firm Under Price Uncertainty». *American Economic Review*, Vol. 61, no 1: p. 65-73.

Schaller, Huntley. 1990. «A Re-examination of the Q Theory of Investment Using U. S. Firm Data». *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 5: p. 309-325.

-----. 1993. «asymmetric Information, Liquidity Constraints, and Canadian Investment». *Canadian Journal of Economics*, Vol. XXVI, no 3: p. 552-574.

Schiantarelli, F. et Georgoutsos, D. 1990. «Monopolistic Competition and the Q Theory of Investment». *European Economic Review*, No 34: p. 1061-1078.

Shepherd, Willian G. 1986. «Tobin's Q and The Structure-Performance Relationship: Comment». *American Economic Review*, Vol. 76, no 5: p. 1205-1213.

Sheshinski, Eytan et Drèze, Jacques H. 1976. «Demand Fluctuations, Capacity Utilization, and Costs». *American Economic Reviw*, Vol. 66, no 5: p. 731-742.

Stevens, Guy V. G. 1993. «Internal Funds and the Investment Function». *International Finance Discussion Paper* No 450.

Stiglitz Joseph et Weiss, Andrew. 1981. «Credit Rationing in Markets with Imperfect Information». *American Economic Review*, No 71: p. 393-410.

Summer, Mechael T. 1988. «Note on improving the effectiveness of effective tax rates on business investment». *Journal of Public Economic*, Vol. 35, no 3: p. 393-396.

Tobin, James. 1969. «A General Equilibrium Approach to Monetary Theory». *Journal of Money, Credit and Banking,* No 1: p. 15-29.

Treadway, A. B. 1969. «On Rational Entrepreneurial Behaviour and the Demand for Investment». *Review of Economic Studies*. Vol. 36, No 2: p. 227-239.

Varian, Hal R. 1980. «A Model of Sales». *The American Economic Review*, Vol. 79, no 4: p. 651-659.

-----. 1984. *Microeconomic Analysis*, W. W. Norton & Company Inc. New York. London.

Xavier, Fairise. 1993. «Demande optimale de facteurs et coûts d'ajustement croisés». *Annales d'Economie et de Statistique*, No 31: p. 51-72.